



UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO NORTE
CENTRO DE CIÊNCIAS EXATAS E DA TERRA
DEPARTAMENTO DE DEMOGRAFIA E CIÊNCIAS ATUARIAIS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM DEMOGRAFIA – PPGDEM

***PADRÃO DA MORTALIDADE BRASILEIRA: ESTIMATIVAS
A PARTIR DO NÍVEL MUNICIPAL***

FELIPE HENRIQUE DE SOUZA

NATAL/RN
2014

FELIPE HENRIQUE DE SOUZA

***PADRÃO DA MORTALIDADE BRASILEIRA: ESTIMATIVAS
A PARTIR DO NÍVEL MUNICIPAL***

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em demografia da Universidade Federal do Rio Grande do Norte, como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Demografia.

ORIENTADOR: Prof. Dr. Flávio Henrique Miranda de Araújo Freire

NATAL/RN
2014

Catálogo da Publicação na Fonte. UFRN / SISBI / Biblioteca Setorial
Centro de Ciências Exatas e da Terra – CCET.

Souza, Felipe Henrique de.

Padrão da mortalidade brasileira: estimativas a partir do nível municipal /
Felipe Henrique de Souza. - Natal, 2014.
105 f.: il.

Orientador: Prof. Dr. Flávio Henrique Miranda de Araújo Freire.
Coorientador: Prof. Dr. Marcos Roberto Gonzaga.

Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal do Rio Grande do Norte.
Centro de Ciências Exatas e da Terra. Programa de Pós-Graduação em Demografia.

1. Mortalidade – Dissertação. 2. Padrão e nível de mortalidade – Dissertação. 3.
Correção de sub-registro – Dissertação. 4. Demografia – Dissertação. I. Freire,
Flávio Henrique Miranda de Araújo. II. Gonzaga, Marcos Roberto. III. Título.

RN/UF/BSE-CCET

CDU: 314.14

FELIPE HENRIQUE DE SOUZA

Defendida em: 31/10/2014

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Flávio Henrique Miranda de Araújo Freire
Universidade Federal do Rio Grande do Norte
(Orientador)

Prof. Dr. Marcos Roberto Gonzaga
Universidade Federal do Rio Grande do Norte
(Coorientador)

Prof. Dr. Bernardo Lanza Queiroz
Universidade Federal de Minas Gerais
(Examinador externo)

Prof. Dr. Everton Emanuel Campos de Lima
Universidade Estadual de Campinas
(Examinador externo)

NATAL-RN
2014

*Dedico aos três amores da minha vida meus pais,
Pedro e Ivete e a minha futura esposa Ciele.*

AGRADECIMENTOS

Como não poderia ser diferente agradeço primeiro a Deus, pois sem ele nada disso seria possível. Agradeço por cada dia que ele permitiu que eu saísse da minha casa e chegasse à universidade, agradeço por cada vez que ele me deu forças mesmo quando eu pensava que não conseguiria mais. Agradeço por cada segundo da minha vida e de todas as pessoas que amo, por todas as bênçãos derramadas, independente de merecimento. Obrigado meu Pai do Céu!

Agradeço aos meus maiores mestres, aqueles que me ensinaram as coisas mais importantes da vida, aqueles que, assim como Jesus Cristo, sempre me ensinaram por meio do exemplo, do amor. Aqueles que para mim foram, são e serão para sempre os seres humanos que mais se aproximaram da Divindade. Aqueles que suaram muito mais que eu para que mais essa conquista pudesse se realizar. Aqueles que são os verdadeiros merecedores de parabéns, elogios ou qualquer coisa do tipo que algum dia eu receba, aos meus amados e queridos pais, Pedro Cassiano e Maria Ivete. Àqueles que um dia me escolheram, obrigado por vocês existirem!

Agradeço também aquela que já é o meu presente e que será meu futuro, que está comigo independente do momento, que nos momentos felizes sorri ao meu lado e nos difíceis enxuga minhas lágrimas. A futura mãe dos meus filhos o meu muito obrigado pela companhia e amor durante essa longa jornada. Que cada momento que passarmos juntos seja eterno e que fiquemos juntos para sempre, obrigado Ciele!

Agradeço aos meus amigos e familiares pela paciência e apoio durante minha "reclusão", porque foi um período que passei isolado do mundo. Não tenho como citar todos os meus amigos, mas destaco dois, um que estivemos distantes, mas sempre próximos, meu amigo Danilo, uma pessoa do bem e para o bem. A outra me ensinou muito durante esse período, enfrentou coisas muito mais difíceis que eu, aliás, a luta que ela travou foi infinitamente maior e ela venceu, mostrou mais uma vez que quando temos Deus no coração tudo torna-se pequeno, minha querida amiga Karla.

Dentro da universidade também encontrei muito apoio, especialmente na minha turma a "coorte 2012". Karine, o calo no meu pé (risos...), mas eu também fui no dela, aprendemos muito juntos, desde a graduação. Lariça a menina de uma

força imensa, Tiê a “estrangeira” (única da turma que não se formou na UFRN), Ingrid a “semi-estatística”, Izabelly e Pollyanne a dupla dinâmica, e Thiago, o medroso gente boa que desde a primeira aula pedia um orientador. Tem também o agregado Josenildo, adotou a nossa turma e nós adotamos ele. Agradeço também aos integrantes das outras turmas, tanto a anterior, quanto as posteriores, eles também me ensinaram muito, especialmente minha amiga Gracineide, pessoa fantástica, me proporcionou ótimas conversas nos almoços no RU.

Agradeço ao meu orientador, o professor Dr. Flávio Henrique Miranda de Araújo Freire, ótimo profissional e grande ser humano. Acreditou em mim desde o começo, sendo o primeiro a me incentivar a fazer o mestrado e tendo durante esse período uma paciência que talvez nem eu tivesse comigo mesmo.

Ao meu coorientador o professor Dr. Marcos Roberto Gonzaga e ao professor Paulo Roberto Medeiros de Azevedo, que me auxiliou de forma imprescindível no entendimento dos modelos de regressão.

Agradeço ao GED (Grupo de Estudos Demográficos) que despertou em mim o gosto pela demografia, ao PPGDEM (Programa de Pós-graduação em demografia) e a todos os professores do programa, o meu muito obrigado.

A todos os que em algum momento foram mestres para mim, seja na vida acadêmica ou na escola da vida, muito obrigado.

“Tudo posso naquele que me fortalece”

BÍBLIA SAGRADA (fl 4,13)

RESUMO

Conhecer o nível e o padrão da mortalidade é importante para entender a dinâmica demográfica, bem como para planejar políticas públicas voltadas para a saúde e o bem estar da população. Uma das formas de obter informações sobre mortalidade é o Sistema de Informação sobre Mortalidade (SIM). Apesar de apresentar significativos avanços nos últimos anos, a qualidade do SIM, ainda dificulta a utilização direta dos seus dados para estimar indicadores da mortalidade, o que gera a necessidade de utilização de métodos de correção de sub-registros. Esses métodos, porém, em sua maioria não são adequados para corrigir os dados de óbitos de crianças e jovens, e nem de áreas pouco populosas. Diante dessa necessidade, este trabalho propõe estimar o nível e o padrão da mortalidade dos municípios brasileiros em 2010, através de duas abordagens para a correção de sub-registro. A primeira, que é aplicada a mortalidade jovem e adulta, combina o método de Gerações extintas ajustado, proposto por Hill, You e Choi (2009) com o estimador bayesiano empírico proposto por James Stein (Marshall, 1991). Na segunda abordagem metodológica, é utilizada a análise de regressão múltipla, com a finalidade de estimar as probabilidades da mortalidade infanto-juvenil (até 14 anos) por municípios, com bases nas probabilidades adultas já estimadas. Na busca de estimativas do nível e do padrão da mortalidade dos municípios brasileiros, estas metodologias foram aplicadas a todos os municípios brasileiros, para o ano de 2010, por faixa etária e sexo. O padrão espacial encontrado para a qualidade dos registros de óbitos mostra que as regiões Sul e Sudeste têm os dados de mortalidade de melhor qualidade no país, enquanto que o Norte e o Nordeste têm as menores coberturas dos registros de óbitos. Independente do sexo, as probabilidades de morte infanto-juvenil mais altas, ocorrem nos municípios das regiões Norte e Nordeste, enquanto que a probabilidade de morte jovem e adulta (15 a 60 anos) é maior nos municípios situados nas regiões Sul e Sudeste. As metodologias utilizadas neste trabalho sugerem uma divisão da mortalidade masculina brasileira em seis regiões com padrões de mortalidade diferentes, já para as mulheres é sugerido quatro padrões.

Palavras-chave: Padrão e nível da mortalidade, correção de sub-registro.

ABSTRACT

Knowing the level and pattern of mortality is important to understand population dynamics as well as to plan public policies for the health and welfare of the population. One of the ways to get information about mortality is the Mortality Information System (SIM). Despite showing significant advances in recent years, the quality of the SIM, still prevents the direct use of data to generate indicators of mortality, which creates the need to use methods of correction for underreporting. The methods, however, are mostly not suitable for correcting the data on deaths of children and young people, and neither of sparsely populated areas. Given this need, this paper proposes to estimate the level and pattern of mortality in Brazilian municipalities in 2010, through two approaches to correct for underreporting. The first, which is applied to young and adult mortality, combines the adjusted method of extinct generations, proposed by Hill, You, and Choi (2009) with the empirical Bayes estimator proposed by James Stein (Marshall, 1991). The second methodological approach, the multiple regression analysis, in order to estimate the odds of child mortality (under 14 years) by municipalities, with bases in adult already estimated probabilities is used. In search of estimates of the level and pattern of mortality in Brazilian municipalities, these methodologies were applied to all municipalities for the year 2010, by age group and sex. The spatial pattern found for the quality of reported deaths, shows that the South and Southeast regions have mortality data of better quality in the country, while the North and Northeast have the lowest coverage of the death records. Regardless of gender, the odds of higher juvenile death occur in the municipalities of North and Northeast regions, while the probability of young adult death (15-60 years) the municipalities are the most likely of South and Southeast. The methodologies used in this work suggest a division of Brazilian male mortality in six regions with different patterns of mortality for women has suggested four patterns.

Keywords: Pattern and level of mortality, correction of underreporting.

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

AC - Acre

AL - Alagoas

AM - Amazonas

AP - Amapá

BA - Bahia

CE – Ceará

DATASUS- Departamento de Informática do SUS

DF - Distrito Federal

ES - Espírito Santo

FatorAjust - Fator de ajuste

GO - Goiás

GrCob - Grau de cobertura

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística

RIPSA- Rede Interagencial de Informações para a Saúde

RJ - Rio de Janeiro

RN - Rio Grande do Norte

RO - Rondônia

RR - Roraima

RS - Rio Grande do Sul

SC - Santa Catarina

SE - Sergipe

SIDRA- Sistema de Recuperação Automática do IBGE

SIM- Sistema de Informação de Mortalidade

SP - São Paulo

SUS - Sistema Único de Saúde

TO -Tocantins

LISTA DE ILUSTRAÇÕES:

Figura 1: Distribuição espacial do grau de cobertura de mortalidade adulta masculina dos municípios brasileiros em 2010:	45
Figura 2: Municípios brasileiros com índice de Moran local do grau de cobertura da mortalidade adulta masculina em 2010, significativa a um nível de 5%:	45
Figura 3: Distribuição espacial do grau de cobertura de mortalidade adulta feminina dos municípios brasileiros em 2010:	45
Figura 4: Municípios brasileiros com índice de Moran local do grau de cobertura da mortalidade adulta feminina em 2010, significativa a um nível de 5%:	45
Figura 5: Distribuição espacial da probabilidade de mortalidade adulta ($_{45}q_{15}$) masculina dos municípios brasileiros em 2010:	48
Figura 6: Municípios brasileiros com índice de Moran local da probabilidade de mortalidade adulta ($_{45}q_{15}$) masculina, significativa a um nível de 5%:	48
Figura 7: Distribuição espacial da probabilidade de mortalidade adulta ($_{45}q_{15}$) masculina dos municípios brasileiros em 2010:	48
Figura 8: Municípios brasileiros com índice de Moran local da probabilidade de mortalidade adulta ($_{45}q_{15}$) feminina, significativa a um nível de 5%:	48
Figura 9: Probabilidade de morte entre 15 e 60 anos ($_{45}q_{15}$) em 2010, por sexo e estado:	49
Figura 10: Curvas de mortalidade padrões para o modelo Norte e Nordeste – Masculino:	51
Figura 11: Curvas de mortalidade padrões para o modelo Centro-Oeste – Masculino:	52
Figura 12: Curvas de mortalidade padrões para o modelo Sul e Sudeste – Masculino:	53
Figura 13: Curvas de mortalidade padrões para o modelo Norte e Nordeste – Feminino:	55
Figura 14: Curvas de mortalidade padrões para o modelo Centro-Oeste – Feminino:	56
Figura 15: Curvas de mortalidade padrões para o modelo Sul e Sudeste – Feminino:	57
Figura 16: Distribuição da probabilidade de morte das crianças do sexo masculino com menos de um ano de idade ($1q0$) dos municípios brasileiros em 2010:	64
Figura 17: Municípios brasileiros com índice de Moran local da probabilidade de morte das crianças do sexo masculino com menos de um ano de idade ($1q0$), significativa a um nível de 5%:	64
Figura 18: Distribuição da probabilidade de morte das crianças do sexo feminino com menos de um ano de idade ($1q0$) dos municípios brasileiros em 2010:	65
Figura 19: Municípios brasileiros com índice de Moran local da probabilidade de morte das crianças do sexo feminino com menos de um ano de idade ($1q0$), significativa a um nível de 5%:	65
Figura 20: Probabilidade de morte das crianças menores de 1 ano em 2010, por sexo e estado:	66
Figura 21: Distribuição da probabilidade de morte das crianças do sexo masculino entre um e quatro anos de idade ($4q1$) dos municípios brasileiros em 2010:	67
Figura 22: Municípios brasileiros com índice de Moran local da probabilidade de morte das crianças do sexo masculino entre um e quatro anos de idade ($4q1$), significativa a um nível de 5%:	67
Figura 23: Distribuição da probabilidade de morte das crianças do sexo feminino entre um e quatro anos de idade ($4q1$) dos municípios brasileiros em 2010:	67
Figura 24: Municípios brasileiros com índice de Moran local da probabilidade de morte das crianças do sexo feminino entre um e quatro anos de idade ($4q1$), significativa a um nível de 5%:	67
Figura 25: Probabilidade de morte das crianças entre 1 e 4 anos em 2010, por sexo e estado:	68
Figura 26: Distribuição da probabilidade de morte das crianças do sexo masculino entre cinco e nove anos de idade ($5q5$) dos municípios brasileiros em 2010:	69
Figura 27: Municípios brasileiros com índice de Moran local da probabilidade de morte das crianças do sexo masculino entre cinco e nove anos de idade ($5q5$), significativa a um nível de 5%:	69
Figura 28: Distribuição da probabilidade de morte das crianças do sexo feminino entre cinco e nove anos de idade ($5q5$) dos municípios brasileiros em 2010:	69
Figura 29: Municípios brasileiros com índice de Moran local da probabilidade de morte das crianças do sexo feminino entre cinco e nove anos de idade ($5q5$), significativa a um nível de 5%:	69
Figura 30: Probabilidade de morte das crianças entre 5 e 9 anos em 2010, por sexo e estado:	70
Figura 31: Distribuição da probabilidade de morte das crianças do sexo masculino entre dez e quatorze anos de idade ($5q10$) dos municípios brasileiros em 2010:	71
Figura 32: Municípios brasileiros com índice de Moran local da probabilidade de morte das crianças do sexo masculino entre dez e quatorze anos de idade ($5q10$), significativa a um nível de 5%:	71

<i>Figura 33: Distribuição da probabilidade de morte das crianças do sexo feminino entre dez e quatorze anos de idade (5q10) dos municípios brasileiros em 2010:</i>	72
<i>Figura 34: Municípios brasileiros com índice de Moran local da probabilidade de morte das crianças do sexo feminino entre dez e quatorze anos de idade (5q10), significativo a um nível de 5%:</i>	72
<i>Figura 35: Probabilidade de morte entre 10 e 14 anos em 2010, por sexo e estado:</i>	73
<i>Figura 36: Distribuição da esperança de vida masculina ao nascer, dos municípios brasileiros em 2010:</i>	75
<i>Figura 37: Municípios brasileiros com índice de Moran local da esperança de vida masculina ao nascer, significativo a um nível de 5%:</i>	75
<i>Figura 38: Distribuição da esperança de vida feminina ao nascer, dos municípios brasileiros em 2010:</i>	75
<i>Figura 39: Municípios brasileiros com índice de Moran local da esperança de vida feminina ao nascer, significativo a um nível de 5%:</i>	75
<i>Figura 40: Padrão de mortalidade masculino para o ano de 2010, construído pela metodologia skater:</i>	77
<i>Figura 41: Distribuição da probabilidade de morte dos homens, por grupos gerados pelo skater:</i>	77
<i>Figura 42: Padrão de mortalidade feminino para o ano de 2010, construído pela metodologia skater:</i>	78
<i>Figura 43: Distribuição da probabilidade de morte das mulheres, por grupos gerados pelo skater:</i>	78

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO.....	14
1.1 OBJETIVOS	17
1.1.1 GERAL.....	17
1.1.2 ESPECÍFICOS	17
1.2 JUSTIFICATIVA.....	18
2. REFERÊNCIAL TEÓRICO.....	20
2.1 MORTALIDADE.....	20
2.2. REGISTROS DAS ESTATÍSTICAS VITAIS	22
3. MORTALIDADE ADULTA	30
3.1 METODOLOGIA.....	30
3.1.1 FONTES DE DADOS.....	30
3.1.2 ANÁLISE ESPACIAL.....	31
3.1.3 MÉTODOS DE DISTRIBUIÇÃO DE MORTES.....	32
3.1.4 O ESTIMADOR BAYESIANO EMPÍRICO.....	39
3.1.5 BAYESIANO EMPÍRICO COM ÁREA MAIOR CORRIGIDA.....	41
3.1.6 GRAU DE COBERTURA.....	43
3.2 RESULTADOS.....	43
4.MORTALIDADE INFANTO-JUVENIL	50
4.1 METODOLOGIA.....	50
4.1.1 DADOS DO HUMAN MORTALITY DATABASE	50
4.1.2 ESCOLHA DAS CURVAS DE MORTALIDADE PADRÃO	50
4.1.3 AJUSTE DO MODELO PARA A MORTALIDADE INFANTO JUVENIL	58
4.2 RESULTADOS.....	61
5. RESULTADOS MORTALIDADE GERAL	74
6. CONSIDERAÇÕES FINAIS E DISCUSSÃO	79
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	81
APÊNDICE	89
ANEXO	97

1. INTRODUÇÃO

Ao longo da história da humanidade, a mortalidade foi causa e consequência das experiências vivenciadas pela população. A mortalidade, como uma das componentes da dinâmica populacional, é fundamental para delineamento e planejamento de políticas públicas voltadas para a saúde e o bem estar da população. Por exemplo, a esperança de vida¹, como indicador do nível de mortalidade, juntamente com a educação (alfabetização) e a renda per capita, é incorporada no cálculo do IDH (Índice de Desenvolvimento Humano) das Nações Unidas.

Juntamente com a fecundidade e a migração, a mortalidade forma a base de qualquer estudo demográfico. Esses três fenômenos são conhecidos como componentes da dinâmica demográfica, características inerentes ao ser humano, sendo os dois primeiros naturais e certos. Dado que a morte é um evento certo e inevitável é desejo comum, a qualquer ser humano, prolongar a vida. Diante disso é importante conhecer o comportamento da mortalidade humana.

Para estudar o comportamento da mortalidade humana e consequentemente conhecê-la, é necessários coletar informações relacionadas aos óbitos e armazená-las. Há duas formas básicas de coletar informações sobre mortalidade: pesquisas e levantamentos pessoais ou domiciliares ou registros administrativos. A principal fonte de dados por meio de levantamentos domiciliares/pessoais do Brasil é o Censo Demográfico. O Censo é realizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e ocorre, geralmente, a cada dez anos.

As principais fontes de dados fruto de registros administrativos voltados para mortalidade no Brasil são o Sistema de Informação de Mortalidade (SIM) e o Registro Civil. O SIM foi implantado e é administrado pelo Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde (DATASUS), órgão da Secretaria Executiva do Ministério da Saúde. O Registro Civil, que é de responsabilidade do IBGE, tem como fonte as certidões de óbitos feitas nos cartórios de registro civil de pessoas naturais.

¹ A esperança de vida ao nascer é o número médio de anos vividos por uma pessoa que esteja exposta ao risco de morte resultante das taxas de mortalidade específicas daquela determinada coorte ou ano.

No entanto, é possível que essas fontes de dados tenham deficiência na cobertura dos registros, o que ocorre principalmente nos países em desenvolvimento, tanto nos registros de óbitos quanto de nascimentos (WILMOTH et al, 2012). No Brasil avanços têm sido alcançados na tentativa de aumentar a cobertura desses registros e, como resultado, melhoras significativas foram alcançadas. Um dos exemplos da maior atenção que o país vem dando as estatísticas vitais é a portaria nº 1.882 de 18 de dezembro de 1997 do Ministério da Saúde, que no seu artigo 6º prevê que os recursos financeiros do Piso de Atenção Básica, que é destinado exclusivamente ao custeio de procedimentos e ações de atenção básica à saúde, serão suspensos se a secretaria municipal de saúde deixar de alimentar, por dois meses consecutivos, os sistemas de informação em saúde, inclusive o SIM (MELLO JORGE, 2009).

Apesar dos avanços já conquistados, segundo IBGE (2007) os dados de mortalidade são preocupações tanto de órgãos nacionais como o Ministério da Saúde, quanto de organizações internacionais como o Fundo das Nações Unidas para a Infância (UNICEF), o Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD), a Organização Pan-americana de Saúde (OPAS), a Organização Mundial da Saúde (OMS), entre outras. Assim, é necessário que os dados disponíveis no SIM sejam de boa qualidade, o que neste caso significa ter um alto nível de cobertura e poucos erros de declaração.

Para utilizar as informações de mortalidade disponíveis nas fontes de dados, é necessário que os mesmos sejam de boa qualidade, o que nem sempre ocorre. Os dados podem ter erros como, não cobrirem as mortes em sua totalidade, gerando assim uma subenumeração do registro de óbitos, ou ainda terem erros na declaração de alguma informação auxiliar como o sexo, a idade, a causa da morte, entre outras. Neste trabalho são abordados os erros gerados pelo sub-registros dos dados de óbitos, são aplicadas técnicas de correção, que são importantes tanto para conhecer a qualidade dos dados, quanto para corrigi-los, caso necessário.

Com esse intuito de conhecer e corrigir os dados, quando necessário, o trabalho propõe estimar o nível e o padrão da mortalidade dos municípios brasileiros em 2010. Para tal fim são utilizadas duas metodologias diferentes, uma para as primeiras idades (abaixo de 15 anos) e outra para a mortalidade jovem e adulta (a partir de 15 anos). Para a mortalidade jovem e adulta foi utilizada uma metodologia

de correção de sub-registro, que combina um método demográfico com o estimador bayesiano empírico proposto por James Stein (Marshall, 1991). Freire et al (2013) apresentam estimativas de grau de cobertura para a mortalidade adulta em todas as mesorregiões brasileiras, a partir da utilização do método gerações extintas ajustado (Hill, You & Choi, 2009). Com os dados de óbitos corrigidos nas áreas maiores (mesorregiões), estima-se o grau de cobertura de óbitos municipais através de padronização, obtendo os óbitos esperados em cada município a partir do risco de mortalidade da mesorregião. O estimador bayesiano empírico, então, é utilizado para suavizar efeitos de flutuações aleatórias nesse grau de cobertura municipal, obtendo-se um fator de ajuste que corrige sub-registros eventuais e minimiza a variabilidade inerente a estimadores aplicados em pequenas áreas.

A mortalidade infanto-juvenil foi estimada através de modelos de regressão múltiplas. Os modelos tiveram como variáveis explicativas as probabilidades de morte corrigidas (${}_nq_x^2$) dos grupos etários jovens e adultos e como variáveis respostas as probabilidades da mortalidade infanto-juvenil. Dessa forma é possível prever a mortalidade para os grupos etários de crianças e jovens com menos de 15 anos para todos os municípios brasileiros. Depois de estimada a mortalidade para todas as idades a curva completa é apresentada, obtendo assim o padrão e o nível da mortalidade brasileira desde o menor nível de agregação considerado no país, que são os municípios.

Completando este capítulo de introdução virá a justificativa para a realização deste trabalho e os objetivos do mesmo. O segundo capítulo tratará do referencial teórico. Enquanto que o terceiro capítulo trata da mortalidade adulta, o qual conterá as fontes de dados, a metodologia utilizada para estimar a mortalidade jovem e adulta e os resultados obtidos. Da mesma forma que para a mortalidade adulta, terá um capítulo da mortalidade infanto-juvenil, com a metodologia aplicada e os resultados. No quinto capítulo é apresentado a curva completa de mortalidade, com os resultados. E no sexto e último capítulo conterá as considerações finais e discussão.

² ${}_nq_x$ – probabilidade de morte entre as idades x e $x+n$

1.1 OBJETIVOS

1.1.1 GERAL

Estimar o nível e o padrão da mortalidade dos municípios brasileiros em 2010.

1.1.2 ESPECÍFICOS

Para atingir o objetivo geral proposto, a pesquisa envolverá as seguintes etapas ou objetivos específicos:

- Com base nos graus de cobertura de mortalidade adulta, estimados para as mesorregiões do Brasil, estimar fatores de correção de sub-registros dos óbitos municipais, por sexo e idade, minimizando a variabilidade inerente a pequenas áreas.
- Estimar probabilidades de morte de jovens e adultos (a partir de 15 anos), por sexo e grupo etário.
- Propor um novo método para estimar as probabilidades de morte infanto-juvenil por municípios, com bases nas probabilidades adultas já estimadas;
- Estimar grau de cobertura e fator de ajuste dos óbitos infanto-juvenil (até 14 anos), por sexo, grupo etário e municípios;
- Identificar padrões espaciais de mortalidade entre as grandes regiões do Brasil.

1.2 JUSTIFICATIVA

Dada a importância das informações sobre estatísticas vitais, é necessário que os dados sejam coletados com qualidade, aumentando sua confiabilidade/utilidade como subsídio para políticas públicas. O ideal é que as bases que contenham essas informações, tenham dados de boa qualidade e que a sua utilização possa ser feita de forma direta, sem a necessidade de nenhuma correção, porém sabe-se que nem sempre isso é possível. Diante da necessidade de melhorar essas bases de dados, como é o caso do SIM, são utilizados métodos de correção de sub-registro.

Segundo Paes (2000) nas últimas três décadas do século XX, foram propostos pelo menos dez métodos de correção de sub-registro de mortalidade, porém tanto os métodos mais tradicionais, quanto os mais recentes ainda apresentam algumas dificuldades na correção do sub-registro, entre as quais pode se destacar o fato de que a maioria corrige apenas o nível da mortalidade, considerando assim que o grau de cobertura não varia com idade e não conseguindo estimar e corrigir o padrão da mortalidade³.

Conhecer não só o nível, mas também o verdadeiro padrão da mortalidade, já era uma preocupação de Carvalho e Sawyer (1978) e continua sendo como mostram Queiroz e Sawyer (2012) e Horta et al (2006). Saber a real estrutura da mortalidade é importante, pois assim é possível estimar corretamente indicadores de saúde essenciais como a esperança de vida. Um dos primeiros trabalhos que estimaram o padrão de mortalidade brasileiro foi o de Frias e Rodrigues, que em 1981 apresentaram tabuas-modelo construídas com base nos dados de mortalidade entre 1920 e 1970. (HORTA et al, 2006).

Outra dificuldade na estimação da mortalidade são as pequenas áreas. Carvalho e Sawyer (1978) já alertavam que os métodos de correção de sub-registro de uma forma geral foram elaborados para trabalhar com populações fechadas, o que é pouco provável de ser observado em regiões com baixo contingente populacional, como é o caso da maioria dos municípios brasileiros. Nas estimativas dessas áreas pouco populosas ocorre a flutuação aleatória, fenômeno que acontece

³ Padrão ou estrutura de mortalidade é à forma da distribuição de taxas de mortalidade específicas por idade, segundo sexo, em determinado período de tempo.

quando são estimadas taxas, índices ou proporções para áreas que tenham baixo contingente populacional. Nessas áreas a variabilidade dessas taxas é muito alta, e com o acréscimo de poucos casos, a taxa aumenta de forma exorbitante.

É necessário ainda, ressaltar a importância de ao estudar a mortalidade, sempre trabalhar as informações por sexo e grupos etários, dados os diferenciais de mortalidade entre homens e mulheres e entre as idades. Esses diferenciais se destacam principalmente no que diz respeito às causas externas, onde as taxas de mortalidade apresentam diferenciais significativos, tanto quanto ao sexo, como a idade, sendo maior entre os homens e entre os jovens e adultos (15 a 34 anos). (AGOSTINHO, 2009)

Os métodos utilizados nesse trabalho buscam contornar as dificuldades aqui apresentadas (trabalhar com as primeiras idades e com áreas pouco populosas). O estimador bayesiano empírico de James Stein (Marshall, 1991), busca solucionar os problemas causados pela flutuação aleatória. O método proporciona uma suavização da flutuação aleatória nos graus de cobertura de óbitos em áreas pouco populosas como os municípios. A combinação da correção de sub-registro pelo método de gerações extintas ajustado (Hill, You & Choi, 2009) com o bayesiano empírico, teremos o grau de cobertura suavizado por faixa etária, cujo inverso é um fator de ajuste⁴, possibilitando corrigir não só o nível, mas também a estrutura da mortalidade para cada município brasileiro. Já a análise de regressão multivariada, possibilita estimar a mortalidade infanto-juvenil, já compatibilizada com a mortalidade adulta corrigida. Fornecer estimativas de morte já compatibilizadas, é um grande diferencial do método que está sendo proposto neste trabalho, se comparado aos demais existentes na literatura, pois em sua maioria os métodos de correção de sub-registro precisam de compatibilização posterior a sua aplicação.

⁴ Sempre que for trabalhado com o bayesiano empírico, ou qualquer outro método que suavize a flutuação aleatória, o inverso do grau de cobertura não poderá ser chamado de fator de correção, como é comumente, pois ele tem embutido em sua estimativa, a suavização da flutuação aleatória.

2. REFERÊNCIAL TEÓRICO

2.1 MORTALIDADE

A mortalidade, assim como as demais componentes da dinâmica populacional, tem variações de níveis e estrutura ao longo do tempo. Essas variações são frutos do contexto histórico no qual a população está inserida e conseqüentemente exposta. A queda significativa nas taxas de mortalidade é denominada de transição da mortalidade.

Dentre os motivos que proporcionaram melhoras no padrão de vida e conseqüentemente redução da mortalidade, pode-se destacar o aumento da higiene pessoal, maior preocupação com a alimentação, inclusive dos recém-nascidos com o prolongamento do período de amamentação, introdução da noção de assepsia e de imunologia, surgimentos dos anestésicos e bactericidas e avanços na medicina de uma forma geral, diminuição da densidade domiciliar com o aumento do número de habitações e mudança no padrão de formação das famílias, melhoria na oferta de água, investimentos em educação, acesso ao saneamento básico, aumento da oferta de bens em geral, e de bens de subsistência e a redução da população rural. (NOSTESTEIN, 1945; BACCI 1999; ALVES, 2002; BRITO et al, 2007; AGOSTINHO e QUEIROZ, 2008). Nostestein (1945) e Bacci (1999) enfatizam que grande parte desses avanços se deve a revolução industrial, a urbanização e a modernização da sociedade que possibilitaram o desenvolvimento científico e tecnológico.

De acordo com Alves (2008), a transição da mortalidade é considerada pelo Marquês de Condorcet (1743-1794)⁵ e por William Godwin (1756-1836)⁶, um dos elementos base do processo civilizatório da humanidade. O próprio autor em 2002, já havia afirmado que a *“redução das taxas de mortalidade é uma conquista impar da perfectibilidade humana”*. Observando as conseqüências da transição, realmente à de se concordar, afinal em 1900 a esperança de vida da população mundial estava em torno de 30 anos, no século seguinte a mortalidade diminuiu significativamente, conseguindo dobrar a esperança de vida durante esses cem anos. É consenso entre os autores que a transição da mortalidade é um fenômeno mundial e não será revertido (ALVES, 2002).

⁵ Marie Jean Antoine Nicolas de Caritat, Marquês de Condorcet, filósofo e matemático francês. Nasceu em 17 de setembro de 1743, em Ribemont, França.

⁶ William Godwin, escritor e filósofo político. Nasceu em 3 de março de 1756, em Cambridgeshire, Inglaterra.

Nos países em desenvolvimento, inclusive os sul-americanos, a transição da mortalidade foi mais rápida e começou após a segunda guerra mundial, no caso do Brasil especificamente a queda mais intensa da mortalidade ocorreu entre 1940 a 1960. (WONG e CARVALHO, 2006; ALVES, 2008; IBGE, 1999; BRITO, 2007). Uma das justificativas para a transição está ocorrendo de forma mais rápida nas regiões em desenvolvimento, é a importação das tecnologias e experiências dos países que já viveram suas transições (CADWELL, 1992; ALVES, 2002). Independente de qual fase esteja todos os países passaram ou estão passando pela transição da mortalidade.

A transição da mortalidade provoca um aumento na esperança de vida da população, no século XVII antes de ocorrer a transição, o tempo esperado de vida da população mundial era estimado em torno de 20 anos, enquanto que no século atual, em países desenvolvidos como o Japão, essa média já é maior que 80 anos para a população total, chegando a ultrapassar os 85 anos para as mulheres (OMRAN, 1971; AGOSTINHO, 2009; HUMAN MORTALITY DATABASE, 2012). No Brasil esse ganho na esperança de vida ao nascer também foi significativo, em 1940 a média era de 44 anos, já em 2013 o tempo médio de vida do brasileiro já é maior que 74 anos. (IBGE, 2013)

Até a década de 70, considerava-se que o Brasil tinha um único padrão de mortalidade para todas as regiões, tendo diferenças apenas nos níveis (Horta et al, 2006). Entretanto, até dentro de um mesmo país, a transição não ocorre de forma homogênea, nem quanto a tempo e nem a espaço. No Brasil, a transição ocorreu em ritmo e em momentos diferentes entre as regiões, gerando consequentemente, padrões e níveis de mortalidade diferentes.

Essas diferenças entre as transições de cada região são explicadas pelas diferenças socioeconômicas entre as mesmas. A queda da mortalidade aconteceu primeiro nas regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste que são as mais desenvolvidas, no Nordeste e no Norte, essa queda ocorreu décadas depois. Simões (2002) demonstra isso, ao apresentar o crescimento da diferença da esperança de vida ao nascer entre as regiões Sudeste e Nordeste, em 1940 essa diferença era de 9,7 anos, subindo para 11,1 anos em 1960. Posteriormente a diferença reduziu, um dos fatores decisivos nessa redução, foi a queda da mortalidade infantil, que ainda era alta nas áreas menos desenvolvidas e teve diminuição significativa nas últimas

décadas. Na década de 80, a Região Nordeste tinha uma esperança de vida ao nascer em torno de 58 anos, enquanto que a população do Sul tinha expectativa de vida de 66 anos, já em 2010, essa diferença reduz para 4,4 anos (IBGE, 2013; SIMÕES, 2002).

Se os diferenciais regionais diminuíram, aumentou a diferença de mortalidade por sexo na segunda metade do século XX, passando de uma diferença na esperança de vida de 3 anos em 1940, para 7,2 anos em 2010, causando mudanças na estrutura etária. Uma das principais causas do aumento da diferença de esperança de vida entre os sexos foi o crescimento dos óbitos por causas externas⁷ sobre a população masculina. (IBGE, 2013; SIMÕES, 2002).

As causas de mortes também apresentaram mudanças importantes nas últimas décadas. Enquanto óbitos ocorridos por causas relacionadas com a mortalidade na infância (menores de cinco anos) têm diminuído, tem ocorrido aumento da mortalidade por causas externas e pelas causas que tem maior incidência nas pessoas mais idosas, como os problemas circulatórios e respiratórios e às neoplasias. Na década de 80, as causas externas eram responsáveis por 9% dos óbitos, já em 2000 passou para 13%, tendo maior incidência nos homens entre 15 e 39 anos (SIMÕES, 2002; MINISTÉRIO DA SAÚDE, 2004).

Diante da importância em conhecer o comportamento da mortalidade, é necessário que existam fontes de informações confiáveis e o mais detalhadas possível sobre os óbitos ocorridos. As principais fontes de dados sobre óbito no Brasil são o SIM (Sistema de Informação de Mortalidade) e o Registro Civil. Apesar dos avanços recentes que essas bases tiveram, elas ainda não apresentam a qualidade desejada para todas as regiões do país.

2.2. REGISTROS DAS ESTATÍSTICAS VITAIS

Os primeiros registros das estatísticas civis foram feitos pela Igreja Católica que por determinação do Concílio de Trento (1545-1563)⁸ passou a registrar as informações sobre batismos e sepultamento (estatísticas vitais) e casamentos

⁷ Segundo a Classificação Internacional de Doenças (CID), as causas externas de morbidade e mortalidade compreendem as lesões decorrentes de acidentes (relacionados ao trânsito, afogamento, envenenamento, quedas ou queimaduras) e de violências (agressões/homicídios, suicídios, tentativas de suicídio, abusos físicos, sexuais e psicológicos).

⁸ Convocado pelo Papa Paulo III em resposta a reforma protestante, o Concílio de Trento, também conhecido como concílio da contra - reforma, foi o 19º concílio da Igreja Católica. Realizado em Trento na Itália, entre os anos de 1545 e 1563.

(SANTOS, 2013). O objetivo não era registrar as estatísticas vitais, como os nascimentos e óbitos, mas sim as cerimônias, por isso as datas constantes nos registros eram referentes às cerimônias e não aos eventos. (SILVEIRA e LAURENTI, 1973)

Silveira e Laurenti (1973) afirmam que as primeiras estatísticas vitais registradas pelo Estado foram feitas pelos Incas (Peru), as Colônias da Baía de Massachusetts e New Plymouth (EUA) também foram pioneiras em registrar as estatísticas, começando em 1639. A promulgação do código de Napoleão na França em 1804 influenciou o registro de estatísticas civis, não só da França, mas de toda a Europa.

Assim como nas outras partes do mundo no Brasil os primeiros registros das estatísticas vitais tiveram suas origens no registro das cerimônias religiosas realizadas na Igreja Católica. Apenas em 1784, ainda como colônia portuguesa, surge os primeiros registros de eventos civis no Brasil, com a determinação da obrigatoriedade do casamento por escritura publica. Em 1814, mais um passo é dado para a criação das estatísticas do registro civil, com a proibição de sepultamentos de pessoas sem a certidão passada por médico ou profissional competente (SIMÕES, 2002). Porém apenas em 1870 as estatísticas dos registros civis passam a existir oficialmente no Brasil Império, com a Lei n. 1.829, que determinou a realização do recenseamento nacional a cada dez anos e a organização das estatísticas vitais, ambos sob-responsabilidade da diretoria geral de estatística, a qual foi criada pela mesma lei. (OLIVEIRA e SIMÕES, 2005)

Segundo Oliveira e Simões (2005) o sistema de registros das estatísticas civis teve um desenvolvimento lento e demorado, dado a forma como o Estado via os registros civis, “como subproduto de uma função administrativa e legal”, especialmente após os registros ficarem inteiramente sob sua responsabilidade, o que ocorreu com a proclamação da república (1889).

Em 1972, o Decreto n. 70.210 determinou que o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) seria o responsável pela coleta e processamento das estatísticas do registro civil. O instituto passou a fornecer formulários necessários aos cartórios do registro civil, que deveriam a cada quatro meses repassar ao IBGE as informações de nascimentos, matrimônios e óbitos registrados. A partir de 1974, o IBGE passou a publicar as estatísticas do registro civil abordando os nascimentos,

óbitos (inclusive os fetais) e os casamentos, sendo acrescentadas posteriormente, em 1984, as informações das separações e de divórcios ocorridos no país.

As estatísticas do registro civil são registradas exclusivamente nos Cartórios de Registro Civil de Pessoas Naturais, as únicas exceções são as separações e divórcios, que podem ocorrer por meio das Varas de Família, Foros, Varas Cíveis e Tabelionatos. O IBGE atualiza trimestralmente o seu cadastro de cartórios com base nas informações coletadas pelas unidades locais do instituto, através de um questionário apropriado. Em seus registros o IBGE tem informações como: nome, endereço e datas de criação e instalação do cartório.

Os cartórios, por sua vez, ao registrarem um óbito devem colocar entre outras informações a data e se possível até mesmo a hora do falecimento, são informações essenciais também, o lugar do falecimento, o nome completo, sexo, cor, estado civil, profissão, naturalidade, domicílio e residência do falecido, se a morte foi natural ou violenta e a causa conhecida. O formulário de óbitos fetais é semelhante ao de nascidos vivos, as únicas diferenças são a ausência da data do óbito e o acréscimo da informação correspondente à duração da gestação.

Atualmente os dados continuam sendo coletados trimestralmente pelo IBGE, nos meses de janeiro, abril, julho e outubro e publicados anualmente nas Estatísticas do Registro Civil. As coletas e publicações das estatísticas do registro civil abrangem todo o território brasileiro.

Apesar de ser publicado apenas anualmente, o Registro Civil possui a vantagem de ser uma base de dados contínua, sendo alimentada de acordo com as informações em níveis municipais (IBGE, 2009). Entretanto por ser um ato jurídico, com intuito de comprovar legalmente os eventos, apresenta limites relacionados à cobertura das informações de óbitos e a ausência de variáveis importantes para traçar o perfil epidemiológico de mortalidade. Diante dessas limitações surge a necessidade da implantação de sistemas de informações, como o SIM e o SINASC, que trazem junto aos registros mais atenção ao perfil epidemiológico dos eventos e das pessoas envolvidas neles (FRIAS et al, 2013; MELLO JORGE et al., 2007; SZWARCOWALD et al, 2002).

A implantação do Sistema de Informação de Mortalidade (SIM) foi da primeiras consequências da Lei n. 6.229 de 17 de julho de 1975, que criou o sistema nacional de Sistema Nacional de Vigilância Epidemiológica. Outra consequência

importante foi a padronização do modelo de declaração de óbito (DO) a ser utilizado em todo o território nacional, o qual passou a seguir o padrão internacional estabelecido pela OMS - Organização Mundial da Saúde (MELLO JORGE et al., 2007) . Com a criação do SIM, que é o mais antigo sistema de informação de saúde no país e a padronização da declaração de óbitos o Brasil passou a obter de forma regular os dados sobre mortalidade. A DO deve ser preenchida por médico e, em caso de morte por causa não natural, por perito legista pós-necropsia, obedecidas as especificidades do Código de Ética Médica e legislação complementar (MELLO JORGE et al., 2007).

Com o SIM, o Brasil passou a ter duas fontes básicas de informações sobre mortalidade, em um primeiro momento as informações do SIM também eram coletadas junto aos cartórios, como já fazia o Registro Civil, o que fez com que os primeiros resultados do sistema fossem inferiores aos do IBGE, pois além dos problemas já enfrentados com os dados de mortalidade, o SIM encontrou resistência por parte de alguns cartórios em fornecer as declarações de óbito (DOs), já que por lei eles eram obrigados a enviá-las apenas ao IBGE (Registro Civil). Esse problema do acesso as DOs por parte do SIM foi resolvido em 1996, quando o Ministério da Saúde mudou o fluxo das declarações de óbitos, que passaram a ser coletadas diretamente nos hospitais. Até chegarem ao DATASUS os dados passaram a seguir o seguinte fluxo, os estabelecimentos de saúde enviam as declarações de óbitos às secretarias municipais de saúde, que por sua vez repassam as secretarias estaduais que organizam os dados e os enviam ao Ministério da Saúde (DATASUS).

Os efeitos dessa mudança começaram a ser visto em 2000, quando o SIM passou a ter cobertura maior que o Registro Civil. A demora na melhora dos resultados foi ocasionada por problemas na capacitação dos profissionais para preenchimento e envio das DOs ao SIM. (MELLO JORGE, 2009)

Outro problema enfrentado pelo SIM logo após a sua implantação, foi a abrangência do sistema nos municípios brasileiros, inicialmente apenas as capitais tinham regularidade na coleta de dados. Já em 1980 o SIM passou a coletar regularmente dados de óbitos de 77,2% dos municípios brasileiros, a medida que mais cidades foram criadas esse percentual foi diminuindo, chegando a 43,7% em 1995. Historicamente o Norte e o Nordeste foram as regiões com menor percentual de municípios assistidos regularmente pelo SIM. Considerando o percentual da

população total assistida, a abrangência também diminuiu, passando de 87,3% em 1980 para 63,4% em 1995, mantendo-se também as regiões Norte e Nordeste com os menores níveis de abrangência da população. Atualmente o SIM abrange todos os municípios brasileiros. (MELLO JORGE, 2009)

Para o correto uso em estudos e pesquisas, o SIM deve abranger não só todas as cidades, mas também captar todos os eventos de estatísticas vitais ocorridos em cada cidade. Uma das dificuldades no estudo da mortalidade no Brasil é a deficiência nos registros de óbitos, os dados podem estar incompletos, seja por não conter os registros de todas as mortes ocorridas ou por conterem erros no registro de alguma informação auxiliar como o sexo, a idade, a causa da morte, entre outras.

A falta de captação total das estatísticas vitais, o sub-registro, decorre também das desigualdades socioeconômicas, refletindo a exclusão social de uma parcela da população brasileira, especialmente as que vivem isoladas seja social ou geograficamente, tendo assim menor acesso a educação, a informação de uma forma geral e aos serviços de saúde e justiça. (IBGE, 2007)

Os primeiros resultados do SIM abrangiam apenas 65% dos óbitos esperados para o país. (MELLO JORGE et al., 2007). Historicamente a maior ocorrência de sub-registro é nos óbitos de menores de um ano (MINISTÉRIO DA SAÚDE, 2004; IBGE, 2011; IBGE, 2013)

Na década de 90 o sub-registro de óbitos no Brasil foi abaixo de 10%, sendo as menores coberturas observadas nas regiões Norte e Nordeste, onde o sub-registro foi superior a 20%. Os dados de melhor qualidade são da região Sul, onde o sub-registro ficou em torno de 5%. (FRANCA et al., 2008)

Segundo o IBGE (2009), na primeira década do século XXI, mais especificamente no ano de 2005, as regiões Norte e Nordeste, continuaram tendo os maiores níveis de sub-registro, o grau de subcobertura ficou acima de 25%, as demais regiões deixaram de registrar menos de 10% dos óbitos ocorridos. Os estados do Amapá (Norte) e Maranhão (Nordeste) tiveram os piores graus de cobertura, o sub-registro foi superior a 40%. No país como um todo o sub-registro de mortalidade foi de 12%.

O grau de cobertura dos óbitos observados nas estatísticas do registro civil aumentou mais de 10% entre 2001 e 2011. Em 2001 16,3% das mortes não eram

registrados no país, em 2006 este valor caiu para 11,8% e em 2011 chegou a 6,2%. Apesar de haver avanços, nas regiões Norte e Nordeste, o sub-registro ainda é elevado, sendo de 20,6% em 2011 nas duas regiões. (IBGE, 2011)

Segundo Queiroz (2012) o SIM tem tido uma melhora considerável na qualidade dos dados nas últimas décadas, em 2010 a cobertura dos óbitos no Brasil está acima de 95%, tanto para homens, quanto para mulheres. O autor reforça que mesmo nas regiões Norte e Nordeste os dados tiveram avanços significativos. O estado do Maranhão tem o pior nível de registros de dados de óbitos do país, enquanto que São Paulo tem os registros de melhor qualidade.

Segundo Paes (2005) e Queiroz e Sawyer (2012) o SIM e o Registro Civil tem qualidade dos dados semelhante para períodos recentes. Ambos têm demonstrando nítidos avanços, seja no que se refere à ampliação da cobertura, seja na divulgação dos dados, ambos tendem a no futuro alcançar 100% de cobertura dos óbitos. (SZWARCWALD et al, 2002; MELLO JORGE et al., 2007). Além disso, a ausência de respostas nas variáveis auxiliares também tem diminuído significativamente, nas perguntas sobre sexo e idade, por exemplo, a não resposta tem ocorrido em menos de 1% do total de óbitos, permitindo assim traçar melhor o perfil epidemiológico. (MELLO JORGE et al., 2007)

Simões e Oliveira (2005) ressaltam que se os sistemas de registros de estatísticas vitais atingisse completamente sua finalidade, várias questões abordadas no Censo Demográfico e em pesquisas domiciliares, como a PNAD, não seriam necessárias, economizando recursos e abrindo espaço para investigar outras características da população. O Censo Demográfico, por exemplo, em duas oportunidades, 1980 e 2010, coletou informações sobre mortalidade. No questionário do universo, que é aplicado em todos os domicílios brasileiros, havia uma pergunta sobre a ocorrência de óbitos de moradores da residência nos últimos doze meses, também eram coletadas informações sobre o sexo e a idade da pessoa que faleceu no período de referência. As informações de mortalidade do censo têm a limitação de só captar os óbitos ocorridos nos doze meses anteriores a data de referência da pesquisa, mas tem a vantagem de oferecer dados de mortalidade que tem a mesma fonte que os dados de população.

Considerando as informações de mortalidade coletadas no censo demográfico, o país duplicou o grau de cobertura dos registros de mortalidade, passando de 40% em 1980 para 80% em 2010. (QUEIROZ E SAWYER, 2012)

Segundo o IBGE (2009), a Rede Interagencial de Informações para a Saúde – RIPSa, que é coordenada pela Organização Pan-Americana da Saúde - OPAS e pelo Ministério da Saúde, estabeleceu 10% de sub-registro como limite para a utilização dos dados em indicadores demográficos e de saúde.

O Centro Latino-Americano e Caribenhos de Demografia (CELADE) também sugeriu uma classificação da qualidade dos dados de mortalidade, de acordo com o CELADE a partir de 90% de cobertura dos registros de óbitos os dados são considerados de boa qualidade, entre 80 e 89% são satisfatórios, entre 70 e 79% regulares e abaixo deficientes. (PAES E ALBUQUERQUE, 1999).

Constantemente o governo tem tomado atitudes em busca de melhorar as informações sobre mortalidade, mesmo assim ainda há muito progredir, especialmente nas regiões menos desenvolvidas do país. Dentre as ações as quais pode-se destacar a criação de leis como a lei n. 6.015, de 31 de dezembro de 1973 e a lei n. 9.534, de 10.12.1997, a primeira tornou obrigatório apresentação de registro de óbito para o sepultamento, enquanto que a segunda estabeleceu a gratuidade da primeira via dos registros de nascimentos e de óbitos. A padronização do modelo de declaração de óbito para todo o território nacional e a criação de Sistemas como o SIM, que tem sido continuamente melhorado são outras ações concretas para o aperfeiçoamento dos registros das informações de óbitos.

Enquanto os dados de óbitos do país, não chegarem a qualidade desejada para sua utilização sem a necessidade de aplicação de técnicas de correção, continuará a busca por métodos que ofereçam melhores estimativas ao maior nível de desagregação possível e com o menor número de pressupostos. Entre as publicações recentes que buscam estudar o comportamento da mortalidade, pode-se citar algumas que tem características semelhantes a este trabalho.

Uma das poucas publicações que trabalha a mortalidade no nível municipal é o Atlas do Desenvolvimento Humano, onde são apresentados indicadores municipais de mortalidade, como a mortalidade infantil e na infância (de crianças até 5 anos), esperança de vida ao nascer, probabilidade de sobrevivência até os 40 anos e também probabilidade de sobrevivência até os 60 anos.

IBGE (2013) estimativas para todas as idades, porém o menor nível de desagregação são as unidades federativas. O autor calcula as estimativas da cobertura dos óbitos para dois grupos, o dos menores de 1 ano e os que tem a partir de 1 ano. Considerando assim, que o grau de cobertura dos óbitos de pessoas com 1 ano ou mais é constante.

Justino (2013) e Silva (2009), adotaram metodologia semelhante a utilizada neste trabalho para estimar a mortalidade adulta. Justino (2013) corrigiu a mortalidade das mesorregiões (área maior) pelo método equação geral do balanceamento (HILL, 1987), e com as áreas maiores corrigidas aplicou o estimador bayesiano empírico aos municípios (área menor). Silva (2009) por sua vez, utilizou o método infanto-juvenil de Brass (1975) para corrigir os óbitos das crianças e adolescentes até 14 anos, já para a mortalidade jovem e adulta (a partir de 15 anos) a equação de balanceamento de Brass (1975) e gerações extintas de Preston et al (1980) foram os métodos escolhidos para corrigir as áreas maiores, com as estimativas da área maior, a autora aplicou o estimador bayesiano empírico, tendo também como área menor os municípios. O primeiro trabalhou com a mortalidade jovem e adulta, por faixa etária e com todos os municípios da Região Nordeste do Brasil, enquanto que a segunda, trabalhou com todas as faixas etárias, aplicando o método nos municípios do estado do Rio Grande do Norte.

Diante das necessidades já expostas, o desafio deste trabalho é estimar a mortalidade no menor nível desagregação possível, que é o municipal e para todas as faixas etárias, inclusive a infanto-juvenil. Com essas estimativas torna-se possível conhecer o padrão de mortalidade do Brasil, a partir do nível municipal, o que é pouco comum nos trabalhos já publicados.

3. MORTALIDADE ADULTA

3.1 METODOLOGIA

3.1.1 FONTES DE DADOS

ÓBITOS

Os dados sobre óbitos foram coletados no Sistema de Informação de Mortalidade (SIM) do Departamento de Informática do SUS - DATASUS, órgão da Secretaria Executiva do Ministério da Saúde, com a responsabilidade de coletar, processar e disseminar informações sobre saúde.

O SIM dispõe de informações sobre o óbito, tais como a causa básica do óbito de acordo com Classificação Internacional de Doenças (CID), data e município de ocorrência, assim como informações sobre a pessoa que faleceu, como idade, sexo, grau de escolaridade, ocupação, município de residência, cidade onde nasceu e escolaridade.

Foram coletados dados de óbitos por sexo, faixa etária e local de residência do falecido para todos os municípios do Brasil no ano de 2010. Os dados foram coletados por faixas etárias quinquenais, com exceção dos óbitos de menores de cinco anos e maiores de 79 anos. Os óbitos de pessoas menores de cinco anos foram organizados em dois grupos, de 0 a 1 ano e de 1 a 4 anos, já os das pessoas que tinham no mínimo 80 anos de idade ficam no grupo aberto de 80 anos ou mais.

Para os grupos etários menores de 15 anos, foram coletados dados de 2009, 2010 e 2011, a média desses três anos foi considerada como os óbitos ocorridos em 2010. Isso foi feito por ser um evento raro e que em muitos municípios não há ocorrências, quando coletado apenas um ano. Essa é outra forma de corrigir a flutuação aleatória, sua aplicação foi necessária, pois em algumas mesorregiões não havia ocorrências de óbitos, o que tornava o estimador bayesiano empírico sem efeito para os municípios daquela mesorregião.

POPULAÇÃO

Os dados de população são do censo demográfico brasileiro de 2010, realizados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Esses dados foram obtidos no Sistema de Recuperação Automática do IBGE – SIDRA, sistema desenvolvido pelo IBGE para a divulgação de bancos de dados agregados,

disponibilizando dados como os de estatísticas de registro civil, estatísticas vitais, informações da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios - PNAD, dos censos, entre outros.

Os bancos de dados agregados armazenam tabelas, contendo os dados agregados das pesquisas, ou seja, são os resultados processados dos dados brutos. Dessa forma, os resultados obtidos estão associados às unidades de um nível territorial (unidade da federação, município etc.), a um período de tempo e a outras classificações que o qualificam. Os dados foram coletados por município, identificando também as respectivas mesorregiões e Estados aos quais os mesmos pertenciam.

Para o desenvolvimento deste trabalho, foi necessária a coleta dos dados do censo demográfico de 2010, com data de referência em primeiro de agosto de 2010. No *site* do SIDRA, na seção demográficos e contagens, foram coletadas as populações totais, filtradas por sexo e faixa-etária, para todos os municípios brasileiros. Os dados de população das pessoas que tem entre 5 e 80 anos foram coletados por faixas etárias quinquenais, enquanto que os menores de cinco anos foram organizados em dois grupos, de 0 a 1 ano e de 1 a 4 anos e os que tinham a partir de 80 anos ficaram em um grupo aberto.

Tanto os dados de população, quanto os de óbitos serão utilizados não só neste capítulo, mas também próximo.

3.1.2 ANÁLISE ESPACIAL

Uma das variáveis mais importantes nos estudos sobre mortalidade é a localização geográfica (ou espacial) do local de ocorrência do óbito ou de residência da pessoa que faleceu. Conhecer a distribuição espacial das informações sobre mortalidade ajuda a entender o seu comportamento, por isso neste trabalho os resultados são apresentados considerando sua distribuição espacial.

Com o intuito de apresentar os resultados a partir da localização geográfica dos óbitos, é utilizada a estatística espacial, que é a área referente a estudos sobre o comportamento de fenômenos (variáveis) no espaço geográfico. Diversos métodos são utilizados para descrever como uma ou mais variáveis se comportam em uma

determinada região. Nesse trabalho foram utilizados o índice de Moran e o skater. O software utilizado foi o TerraView versão 4.2.2⁹.

O índice de Moran é um coeficiente de correlação que mede a associação existente entre o espaço e a variável de interesse. O índice tem o objetivo de identificar a estrutura de correlação espacial que melhor descreve os dados. O índice de Moran varia entre -1 e 1, onde valores próximos de 1 apontam uma correlação direta, valores próximos de 0 indicam ausência de correlação e valores próximos de -1 apontam uma correlação inversa.

Ao calcular o índice de Moran é necessário saber se ele é significativo ou não, para isso é feito um teste de pseudo-significância no qual através de simulações é calculada a probabilidade de o valor observado pertencer a uma distribuição espacial aleatória, dessa forma conhecemos a validade estatística do índice de Moran. Para esse teste o nível de confiança utilizado é de 95%, com isso todos os índices de Moran que tiverem nível de significância menor que 5% (ou 0,05) são considerados significativos. Para verificar a existência de padrão espacial além do índice de Moran global, foi utilizado também o índice de Moran local (LISA), que mede a associação daquela área com seus vizinhos.

O método skater é uma ferramenta que possibilita fazer uma análise de conglomerados considerando a localização espacial, dessa forma regiões semelhantes quanto a determinadas variáveis estudadas, só pertencerão ao mesmo grupo se forem vizinhas. Com essa metodologia é possível identificar padrões de comportamento do fenômeno estudado sobre a área de interesse.

3.1.3 MÉTODOS DE DISTRIBUIÇÃO DE MORTES

Difundidos e utilizados pelo mundo todo, os métodos de distribuição de mortes estão entre as técnicas mais utilizadas para a estimação do grau de cobertura dos registros de óbitos e consequentemente para o conhecimento do verdadeiro nível da mortalidade. O método da Equação de Balanceamento de Brass (Brass, 1975), o de gerações extintas de Preston et al (1980), e seus respectivos avanços, a Equação Geral de Balanceamento de Hill (1987) e Gerações extintas de Bennett e Horiuchi (1981), estão entre os métodos mais tradicionais na estimação do grau de cobertura dos registros de óbitos. Esses métodos desenvolvidos para avaliar

⁹ Disponível no site: <http://www.dpi.inpe.br/terraview>.

o grau de cobertura do registro de óbitos comparam a distribuição etária da população (sobreviventes) com a distribuição dos óbitos.

Os métodos da Equação de Balanceamento de Brass e o de Gerações extintas de Preston et al (1980) são mais antigos e tem a necessidade dos pressupostos de população estável e fechada a migração, a cobertura dos registros de óbitos e da população não variar com a idade, além de bons registros de idade para a população e óbitos.

A Equação Geral de Balanceamento de Hill (1987) e Gerações extintas de Bennett e Horiuchi (1981) são os respectivos avanços dos métodos de Brass e de gerações extintas de Preston et al.(1980). Nesses métodos desenvolvidos posteriormente o pressuposto da estabilidade é dispensado, sendo esta uma grande vantagem, já que para que uma população seja estável é necessário que a fecundidade e a mortalidade estejam constantes, o que não é comum em países em desenvolvimento como o Brasil. Com exceção da Equação do Balanceamento de Brass, os outros três métodos possibilitam a obtenção da qualidade dos óbitos (grau de cobertura) de mortalidade para o período intercensitário todo.

Hill, You e Choi (2009), propuseram um método que combina a Equação Geral de Balanceamento de Hill (1987) e a Gerações extintas de Bennett e Horiuchi (1980), o método é conhecido como Gerações extintas ajustado.

Há ainda outros avanços desses métodos ou de métodos semelhantes que não são abordados aqui, como é o caso Equação Geral de Balanceamento ajustado à Migração de Hill e Queiroz (2004), nesse método o pressuposto de população fechada é dispensado.

Como dificilmente há dados disponíveis por idade exata é possível trabalhar com grupos quinquenais ou ainda grupos abertos a partir da idade x ($x+$), o que também ajuda a contornar quebra de pressupostos, como a existência de erro na idade declarada. Outra forma de evitar viés nos resultados gerados pela quebra de pressupostos é a seleção das idades que são trabalhadas, por exemplo, em regiões com a fecundidade em queda ou ainda que haja migração, pode-se descartar as idades mais afetadas por esse fenômenos.

Como lembram Queiroz e Sawyer (2012), as técnicas de distribuição de óbitos foram desenvolvidas para mensurar a mortalidade adulta, não tendo assim bons resultados para a mortalidade infantil.

3.1.3.1 EQUAÇÃO DE BALANCEAMENTO DE BRASS

O método da Equação de Balanceamento de Brass (Brass, 1975), utilizado na estimação do grau de cobertura dos registros de óbitos, toma como base a premissa de que numa população estável e fechada, a taxa de crescimento populacional, é igual à taxa de crescimento vegetativo, que é obtida através da diferença entre os nascimentos e os óbitos. Sendo assim, a taxa de crescimento de uma população estável e fechada pode ser obtida com a mesma equação da taxa de crescimento vegetativo:

$$r = TBN - TBM \quad (1)$$

Onde:

r = taxa de crescimento

TBN = Taxa Bruta de Natalidade

TBM = Taxa Bruta de Mortalidade

A Equação acima também pode ser lida como:

$$r = \frac{B}{N} - \frac{D}{N} \quad (2)$$

r = taxa de crescimento

B = Número de nascimentos

D = Número de óbitos

N = População total

Partindo-se do princípio de que a população na qual o método será aplicado é estável e fechada, as entradas na população de pessoas com idade x e mais, ocorrerão apenas por pessoas que completarão x anos de idade, as saídas ocorrerão exclusivamente pelos óbitos de pessoas com x anos ou mais.

O método tem alguns pressupostos que são imprescindíveis a sua aplicação. Para estimar os óbitos em qualquer área, é necessário que a população seja estável, ou seja, a taxa de crescimento populacional é igual para todas as idades, a população precisa também ser fechada a migração, não tendo assim movimentos migratórios. Além disso, a cobertura dos óbitos e da população tem que a ser a mesma para todas as faixas etárias, ou seja, o grau de cobertura dos registros de óbitos e da população não pode variar com a idade. Por último, o método também requer bons registros de idade para a população e óbitos.

Para obter a taxa de crescimento de cada idade é necessário que a equação (2) seja trabalhada para cada idade, ficando da seguinte forma:

$$r(x) = \frac{N(x)}{N(x+)} - \frac{D(x+)}{N(x+)} \quad (3)$$

Como é um pressuposto do método que população seja estável, então $r(x) = r$.

$$r = \frac{N(x)}{N(x+)} - \frac{D(x+)}{N(x+)} \quad (4)$$

Podendo ser reescrita, como:

$$\frac{N(x)}{N(x+)} = r + \frac{D(x+)}{N(x+)} \quad (5)$$

$D(x+)$ é o total de óbitos que ocorreram nessa população. Caso haja sub-registro de algum desses óbitos, teríamos apenas uma parte de $D(x+)$, sendo assim essa fração do total de óbitos será chamada de $D^*(x+)$, onde:

$$C(x) = \frac{D^*(x+)}{D(x+)} \quad (6)$$

ou

$$D^*(x+) = C(x) * D(x+) \quad (7)$$

$C(x)$ é a proporção dos óbitos ocorridos que realmente foram registrados, sendo assim $C(x)$ é o grau de cobertura dos registros de óbitos.

Considerando-se que os graus de cobertura dos registros de óbitos não variam com a idade, $C(x)=C$, então a equação (7) pode ser reescrita:

$$D^*(x+) = C * D(x+) \quad (8)$$

Por fim teremos que:

$$D(x+) = \frac{D^*(x+)}{C} \quad (9)$$

Para $K=1/C$ e substituindo $D(x+)$ na equação (5):

$$\frac{N(x)}{N(x+)} = r + K \frac{D^*(x+)}{N(x+)} \quad (10)$$

Segundo Brass (1975), há uma relação linear entre a taxa de entrada e a de saída, onde o coeficiente linear dessa relação é o inverso da cobertura real dos dados. Se esse coeficiente linear for maior que um, o método está apontando para uma não cobertura total dessas saídas, ou seja, está havendo uma subcobertura dos óbitos. O intercepto gerado pela reta dessa relação linear é uma estimativa da taxa de crescimento.

3.1.3.2 GERAÇÕES EXTINTAS DE PRESTON ET AL

O método de gerações extintas de Preston et al (1980), tem como ideia básica reconstruir a população através dos óbitos, possibilitando assim comparar a população obtida, com essa reconstituição, com a população observada, fornecendo assim uma estimativa do grau de cobertura, que seria o coeficiente entre a população estimada e a população real (observada).

O método tem como pressupostos a população ser estável, ser fechada a migração, o grau de cobertura dos registros de óbitos e da população não pode variar com a idade e os dois Censos Demográficos utilizados devem ter o mesmo grau de cobertura.

Os pressupostos de população estacionária e fechada, garantem que o número de pessoas que chegaram a certa idade, é o mesmo número de pessoas que morreram com essa mesma idade ou mais. Como não é possível ficar acompanhando o fim das coortes para poder obter os resultados do método, Preston et al.(1980) sugere que seja aplicada a taxa de crescimento da população para obter o número de óbitos. Como a população não é estacionária, mas sim estável, o número de óbitos de pessoas de uma determinada idade no ano corrente, ou em anos anteriores, é diferente do número de óbitos de pessoas da mesma idade em anos futuros. O fato da população ser estável garante que essa diferença será igual a taxa de crescimento. Sendo assim, o número de pessoas numa idade x é dado por:

$$\hat{N}_x = \sum_{a=x}^w D(a)e^{r(a-x)} \quad (11)$$

Onde:

\hat{N}_x = número de pessoas com idade x numa população estável que é igual ao número de óbitos esperados de pessoas com idade x ou acima de x .

$D(a)$ = número de óbitos por idade a (igual ou maior que x) correntes

$r(a-x)$ = taxa de crescimento intrínseco

Para aplicação do método com a fórmula (11), seria necessário dados de população e óbitos por idade exata, o que não é comum de encontrar,

especialmente para os óbitos. Além disso, os erros de declaração de idade distorceriam os resultados. Por isso é mais recomendado trabalhar com a média entre dois grupos etários:

$${}_5\hat{N}_x = \left(\frac{\hat{N}(x) + \hat{N}(x+5)}{2} \right) * 5 \quad (12)$$

O grau de cobertura dos registros de óbitos é obtido através da razão ${}_5\hat{N}_x / {}_5N_x$, em que ${}_5\hat{N}_x$ é o número estimado de pessoas entre x e x+5 e ${}_5N_x$ é a população observada nesta mesma faixa etária.

3.1.3.3 EQUAÇÃO GERAL DE BALANCEAMENTO DE HILL

O método da Equação Geral de Balanceamento de Hill (1987) é uma generalização do método da Equação de Balanceamento de Brass, possibilitando a aplicação para populações que não são estáveis. Diferente do método original, este necessita de dados da população em dois momentos (anos), para a sua aplicação necessita-se da taxa de crescimento por grupo etário, dado que a população não é mais estável, as taxas de crescimento diferem para cada idade. Os demais pressupostos são mantidos.

Na Equação Geral de Balanceamento de Hill, há um diferencial quanto aos outros métodos até aqui estudados. Neste método é possível obter a relação de cobertura entre os dados dos dois momentos de população utilizados. Com essa relação é possível saber se os dois censos utilizados tiveram a mesma cobertura, se um foi melhor que o outro, e o quanto diferiram quanto à cobertura. Apesar de não ser o objetivo principal desta aplicação a informação de cobertura entre os dois censos é importante, pois possibilita conhecer a relação de qualidade entre dois censos. Uma diferença muito grande entre a cobertura dos dois censos pode prejudicar o método. Sendo assim, é necessário ajustá-los para que tenham a mesma cobertura, o que já é uma nova modificação.

Reescrevendo a fórmula (3) da equação do balanceamento de Brass, obtém-se:

$$\frac{N(x)}{N(x+)} - r(x+) = \frac{D(x+)}{N(x+)} \quad (13)$$

Considerando:

$$P'_1(x+) = k_1 * P_1(x+) \quad \text{e} \quad P'_2(x+) = k_2 * P_2(x+) \quad (14)$$

Onde:

$P'_i(x+)$ é o número de pessoas observadas (contadas) no censo i

$P_i(x+)$ é o número real de pessoas no momento do censo i

K_i é a cobertura da contagem populacional do censo i

Para obter os elementos da fórmula (13), em função das fórmulas (14):

$$N(x) = t * 0,2 * [P_1(x - 5, x) * P_2(x, 5)]^{0,5} \quad (15)$$

$$N(x +) = t * [P_1(x +) * P_2(x +)]^{0,5} \quad (16)$$

$$r(x +) = \frac{P_2(x +) - P_1(x +)}{N(x +)} \quad (17)$$

Substituindo na fórmula (13):

$$\frac{N'(x)}{N(x +)} - r'(x +) = \frac{1}{t} * \ln\left(\frac{k_1}{k_2}\right) + \frac{(k_1 * k_2)^{\frac{1}{2}}}{C} * \frac{D^*(x +)}{N(x +)} \quad (18)$$

Aplicando a fórmula acima é possível conhecer a relação de cobertura entre os dois censos utilizados (k_1/k_2) e também o grau de cobertura dos registros de óbitos para o período intercensitário (C).

3.1.3.4 GERAÇÕES EXTINTAS DE BENNETT E HORIUCHI

Também chamado de método das Gerações Extintas, o avanço proposto por Bennett e Horiuchi (1981) tem ideias e desenvolvimento semelhante ao método de gerações extintas de Preston et al, sendo que o avanço possibilita a utilização em populações que não são estáveis. Neste método ao invés de trabalhar com apenas uma taxa de crescimentos para todas as faixas de idade, trabalha-se com a taxa de crescimento da própria faixa etária. Dessa forma a estimativa de pessoas com $x-5$ anos é dada por:

$$N(x - 5) = N(x) * e^{(5 * r_{x-5})} + {}_5D_{x-5} e^{(2,5 * r_{x-5})} \quad (19)$$

Na aplicação do método Gerações extintas de Bennett e Horiuchi, os dados e pressupostos são os mesmos necessários para a aplicação do método de Preston et al, com exceção do pressuposto de população estável. Assim como no método mais tradicional, no de Bennett e Horiuchi o grau de cobertura dos registros de óbitos é obtido através da razão ${}_5\hat{N}_x / {}_5N_x$, onde ${}_5\hat{N}_x$ é o número estimado de pessoas entre x e $x+5$ e ${}_5N_x$ é a população observada nesta mesma faixa etária. Outra possibilidade que dá ainda mais robustez aos resultados é ao invés de grupos quinquenais, usar dados acumulados a partir da idade x ($x+$), somando assim todos os óbitos ou pessoas (população) com x anos ou mais.

3.1.3.5 GERAÇÕES EXTINTAS AJUSTADO

O método de Gerações extintas ajustado proposto por Hill, You e Choi (2009), combina a Equação Geral de Balanceamento de Hill (1987) e a Gerações extintas de Bennett e Horiuchi (1981).

A ideia dos autores é calcular o diferencial de cobertura da contagem populacional entre os dois censos utilizando a equação geral do balanceamento e uma vez conhecido esse diferencial corrigir os dados de população dos dois censos, eliminando assim o pressuposto de mesmo grau de cobertura para os dois censos utilizados, que é necessário para a aplicação do método de gerações extintas. Com os dados de população corrigidos aplica-se o método de gerações extintas de Bennett e Horiuchi. Hill, You e Choi (2009) ainda afirmam que o método Gerações extintas ajustado é menos sensível a erros na idade declarada da população ou dos registros de óbitos.

3.1.4 O ESTIMADOR BAYESIANO EMPÍRICO

Um problema comum na estimação de taxas é a flutuação aleatória, fenômeno que ocorre quando são estimadas taxas, índices ou proporções para regiões que tenham baixo contingente populacional. Nessas áreas, a variabilidade dessas taxas é muito alta, e com o acréscimo de poucos casos a taxa aumenta de forma exorbitante.

Sempre que for necessário estimar uma taxa ou outra medida que dependa da população, para um bairro, setores censitários, regiões da cidade ou até mesmo para municípios com baixo contingente populacional, haverá o problema da flutuação aleatória, e como se sabe, estimadores que tenham variabilidade alta, geralmente não são considerados de boa qualidade. Sendo assim, para trabalhar nesse nível espacial faz-se necessário um estimador que suavize o efeito da flutuação aleatória. MARSHALL (1991) trabalhou uma solução para esse problema, aplicando um estimador com o objetivo de suavizar a flutuação aleatória de taxas de mortalidade para menores de cinco anos, em setores censitários de Auckland, na Nova Zelândia. Esse estimador é conhecido como bayesiano empírico.

A ideia do estimador bayesiano empírico utilizado por MARSHALL (1991) e que foi também aplicado neste trabalho, é utilizar informações de áreas maiores para

melhorar a estimativa dessas pequenas áreas, sejam elas bairros, setores censitários ou municípios, amenizando assim os efeitos da flutuação aleatória. Para isso é necessário que as áreas menores estejam inseridas dentro das maiores.

Neste trabalho, como área maior foram consideradas as mesorregiões administrativas, que são subdivisões dos estados brasileiros, que agrupam diversos municípios de uma área geográfica com similaridades econômicas e sociais. Diferentemente dos municípios e das unidades federativas as mesorregiões não são entidades política ou administrativa.

É aplicada a ideia central do estimador bayesiano empírico global, em que o objetivo é estimar óbitos de um município a partir da relação entre os óbitos observados e os esperados sob a hipótese de que o risco de morte para todos os municípios daquela mesorregião ou grupo é o mesmo. Neste sentido, o estimador bayesiano empírico foi aplicado para estimar os óbitos, segundo grupos etários, em cada município do país.

O estimador bayesiano empírico, como o próprio nome já revela, faz parte da estatística bayesiana, sendo assim possui uma distribuição a priori que neste caso não é especificada, cujos momentos são estimados a partir dos dados observados.

Para aplicação do método as seguintes definições são necessárias:

Assume-se que os óbitos esperados têm uma distribuição Poisson.

$$Ob_i \sim Poisson(Esp_i, \theta_i) \quad (20)$$

Onde, Esp_i – Óbitos esperados para o município i , se o risco de um óbito ocorrer no município i é o mesmo que numa área maior (A_r).

$$Esp_i = \frac{Ob_{Ar}}{P_{Ar}} \cdot n_i \quad (21)$$

Onde:

n_i – população no município i ;

Ob_{Ar} - Óbitos observados da área maior A_r ;

P_{Ar} - População da área maior A_r .

θ_i - é o risco de um município i ter mais ou menos óbitos do que os óbitos esperados em i , sob a hipótese de que o risco de morrer neste município é o mesmo que o risco da área maior A_r .

Segundo Marshall (1991), o estimador com menor erro quadrático médio para θ_i é o estimador bayesiano empírico dado por:

$$\hat{\theta}_i = \hat{m} + \hat{c}_i(k_i - \hat{m}) \quad (22)$$

Onde:

$\hat{\theta}_i$ - Estimador bayesiano empírico

K_i - Estimador inicial

$\hat{m} = \frac{Ob_{Ar}}{Esp_{Ar}}$, que será igual a 1, já que $Ob_{Ar} = \sum_{i=1}^N Ob_i$ e $Esp_{Ar} = \sum_{i=1}^N Esp_i$ sendo

N o número de pequenas áreas, neste caso municípios.

O termo c_i é o fator de contração para a média, e é dado por:

$$\hat{c}_i = \frac{s^2 - \hat{m} \sum_{i=1}^N \frac{n_i/n}{Esp_i}}{s^2 - \hat{m} \sum_{i=1}^N \frac{n_i/n}{Esp_i} + \frac{\hat{m}}{Esp_i}} \quad (23)$$

Para

$$s^2 = \frac{\sum_{i=1}^N n_i (k_i - m)^2}{n} \quad (24)$$

Onde, $n = \sum_{i=1}^N n_i$, em que n_i indica a população da área menor (município)

i.

Finalmente, se obtém os óbitos estimados para o município i:

$$\widehat{Ob}_i = \hat{\theta}_i \cdot Esp_i \quad (25)$$

O estimador $\hat{\theta}_i$ da fórmula (22) foi aplicado aos municípios tendo como área maior as suas respectivas mesorregiões. Para exemplificar, será utilizada a cidade de Natal, capital do Rio Grande do Norte, município que pertence à mesorregião Leste. O estimador para este município considerou todos os demais municípios da mesorregião Leste. Dessa forma é obtida a estimativa dos óbitos para o município de Natal, tendo como área maior a mesorregião. Isso foi aplicado a todos os municípios do país em 2010. O desenvolvimento teórico do estimador bayesiano empírico, desenvolvido por Freire (2001) é apresentado no Anexo 3.

3.1.5 BAYESIANO EMPÍRICO COM ÁREA MAIOR CORRIGIDA

Apresentado o estimador bayesiano empírico (Marshall, 1991) e alguns dos métodos tradicionais de correção de sub-registro de óbitos, agora será tratado o método utilizado para correção de sub-registro neste trabalho. Buscando unir as qualidades do bayesiano empírico, entre as quais pode-se destacar, trabalhar com pequenas áreas (populações pouco volumosas) e apresentar resultados por faixa etária corrigindo assim não só o nível, mas também a estrutura, com as qualidades dos métodos tradicionais, entre os quais destaca-se o reconhecimento pelos

pesquisadores da demografia de uma forma geral, especialmente os especialistas em mortalidade. Diante disso, é proposto a aplicação do estimador bayesiano empírico, tendo os dados da área maior corrigidos por um método demográfico, que neste caso será o método de correção de sub-registro de óbitos conhecido como método de gerações extintas ajustado desenvolvido por Hill, You e Choi (2009), tentando assim conhecer os verdadeiros níveis e padrões da mortalidade brasileira.

O método gerações extintas ajustado (Hill, You & Choi, 2009), combina o método da equação geral do balanceamento (HILL, 1987) e método de Gerações extintas (BENNETT e HORIUCHI, 1981). Segundo os autores que propuseram a junção dos dois métodos, em sendo aplicados em conjunto, primeiro a equação geral do balanceamento e depois o método de gerações extintas, as limitações que ambos possuem são suavizadas.

O método gerações extintas ajustado, foi desenvolvido para corrigir sub-registro da mortalidade adulta, sendo assim ele foi aplicado na área maior, que neste caso são as mesorregiões, para estimar os óbitos dos grupos etários a partir de quinze anos. Com as correções da área maior, haverá a combinação de métodos demográficos tradicionais, com uma metodologia mais recente e pouco usada na estimação de sub-registro, que é o bayesiano empírico.

Para os grupos etários com correção de área maior, Ob_{Ar} , será substituído por Ob^*_{Ar} :

$$Ob^*_{Ar} = Ob_{Ar} * F^{Ar}_{gsc} \quad (23)$$

Onde:

Ob^*_{Ar} - Óbitos da mesorregião Ar corrigidos pelo método de gerações extintas ajustado;

Ob_{Ar} - Óbitos observados da mesorregião Ar

F^{Ar}_{gsc} – Fator de correção do método de gerações extintas ajustado da área mesorregião Ar

O método proposto será aplicado a todos os municípios brasileiros, para o ano de 2010, por faixa etária. Os fatores de correção das mesorregiões foram obtidos junto ao projeto “Estimativas de mortalidade para pequenas áreas no Brasil, 1980–2010: a aplicação de uma nova metodologia através da combinação de métodos demográficos e estatísticos” (FREIRE et al 2013).

3.1.6 GRAU DE COBERTURA

Nesse trabalho é aplicado o estimador bayesiano empírico para estimar os óbitos de cada município do Brasil por faixa etária e sexo, com essa estimativa, é possível obter o grau de cobertura dos registros de óbitos somado a uma suavização da flutuação aleatória e, conseqüentemente, o fator de ajuste para todos os municípios nos anos estudados.

É necessário ressaltar que, quando o método estima uma quantidade de óbitos inferior à observada, é adotado como estimativa o próprio valor observado, quando isso ocorrer seja em apenas uma faixa etária do município, ou nele com um todo, o grau de cobertura é igual a um. (CAVALINE E PONCE DE LEON, 2008)

Como medidas da qualidade da cobertura dos registros de óbitos, são usados o grau de cobertura e o fator de correção que são definidos da seguinte forma:

$$GrCob = \frac{Ob_{obs}}{Ob_{est}} \quad (24)$$

sendo:

GrCob- Grau de cobertura

Ob_{obs}- Óbitos observados

Ob_{est}- Óbitos estimados pelo estimador bayesiano empírico com mesorregião corrigida pelo método de gerações extintas ajustado;

FatorAjust - Fator de ajuste

$$FatorAjust = \frac{1}{GrCob} \quad (25)$$

3.2 RESULTADOS

MORTALIDADE ADULTA:

Avaliação da qualidade da cobertura dos registros de óbitos acima dos 15 anos:

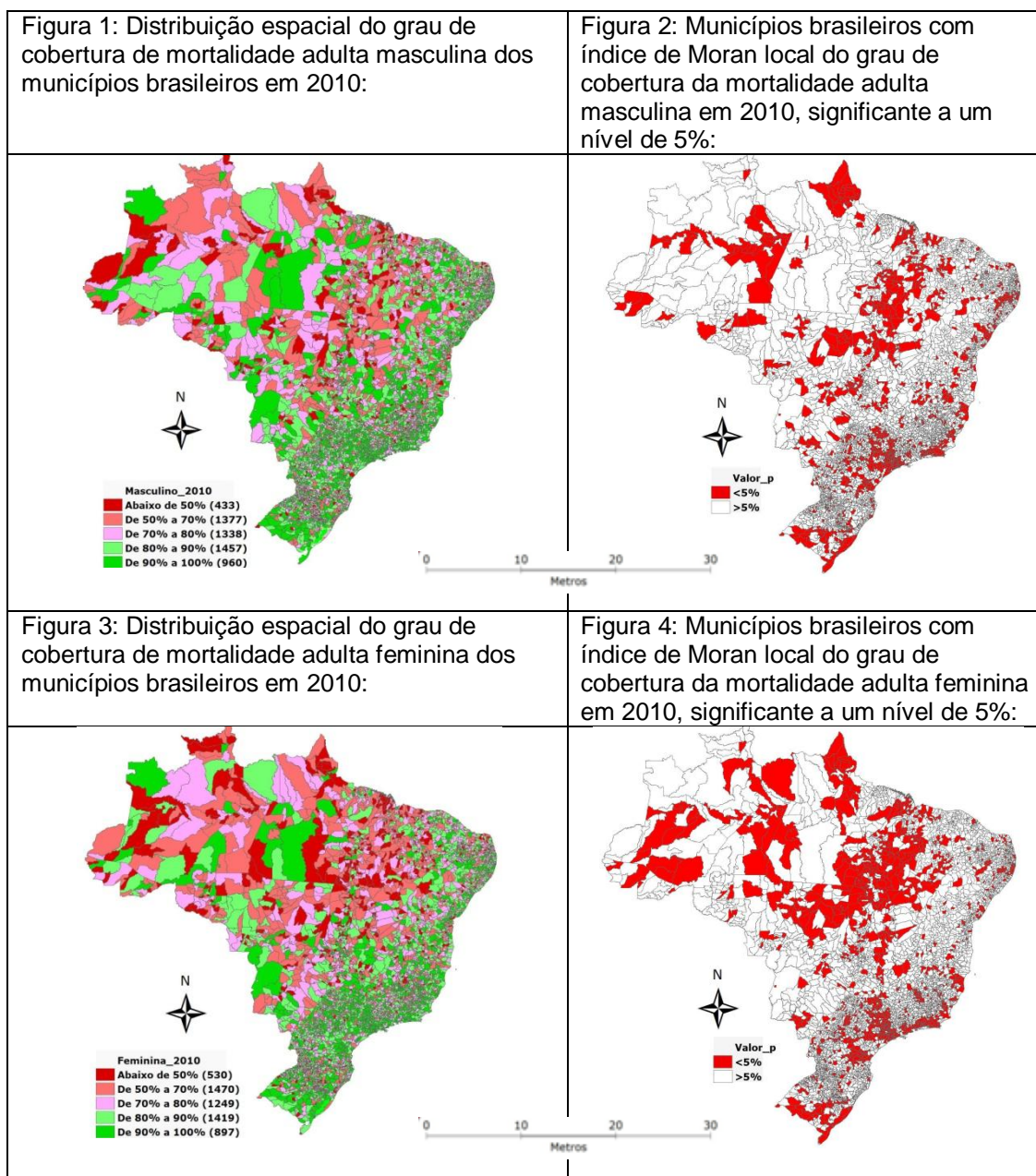
Nesta seção são apresentados e analisados os resultados da mortalidade adulta dos municípios brasileiros, considerando os óbitos por grupos quinquenais, a partir de 15 anos e por sexo. É apresentado o grau de cobertura da mortalidade adulta (óbitos observados sobre óbitos estimados), probabilidade de morte entre os 15 e os 60 anos ($_{45}q_{15}$) e índice de Moran global e local, para ambos.

O índice de Moran global apresentado no Apêndice 3 mostra que há uma relação direta e significativa entre o grau de cobertura dos óbitos de pessoas adulta

e a localização do município, tanto para os homens quanto para as mulheres. Em ambos o índice fica próximo a 0,2, embora baixo seja significativo a 1% apontando para a existência de um padrão espacial, por sexo. Considerando o índice de Moran local, na busca de padrão dos municípios com seus vizinhos fronteiriços, é possível observar que o grau de cobertura da mortalidade adulta masculina em 2010 apresenta um padrão espalhado pelo país. Em alguns Estados há uma concentração com alguns municípios apresentando padrão espacial local, como o Amapá, Amazonas, Maranhão e litoral de São Paulo (Figura 2). Já o padrão espacial local do grau de cobertura da mortalidade adulta feminina, mostra-se mais concentrado que o da mortalidade masculina, abrangendo os mesmos Estados como acréscimo de mais alguns, como o Mato Grosso, Pará e Tocantins (Figura 4).

O padrão espacial do grau de cobertura da mortalidade adulta masculina mostra que quanto mais ao sul o município está, melhor é o grau de cobertura e quanto mais ao Noroeste menor o grau de cobertura dos óbitos. Os municípios das Regiões Sul e Sudeste em sua maioria apresentam boa cobertura dos óbitos, já os das demais regiões mostram que precisam ainda melhorar. O interior do Nordeste e a Região Norte são as áreas mais críticas. Em aproximadamente 8% (433) dos municípios brasileiros nem a metade dos óbitos dos homens é registrado e em 17,25% (960) a cobertura é superior a 90% dos óbitos ocorridos (Figura 1).

No grau de cobertura dos óbitos de mulheres adultas o padrão é semelhante ao encontrado para os homens, com os maiores grau de cobertura melhorando em direção ao Sul e piorando ao Norte. Desde a Região Centro-Oeste indo chegando as Regiões Norte e Nordeste é possível observar que o grau de cobertura da mortalidade adulta feminina nos municípios é ainda mais baixo que a masculina. Na comparação visual das duas figuras é possível observar que a da mortalidade feminina é bem mais vermelho que o da masculina. Em 9,52% (530) dos municípios brasileiros o registro dos óbitos adultos femininos ficou abaixo de 50% do total de óbitos ocorridos, enquanto que em 16,12% (897) dos municípios tiveram cobertura superior a 90% dos óbitos (Figura 3).



Fonte: Elaboração própria com base nos dados do SIM/DATASUS e SIDRA/IBGE.

Analisando o grau de cobertura de óbitos a partir de 15 anos por estado, o com menor grau é o Tocantins, tanto para os homens, quanto para as mulheres, sendo 74,57% e 71,80%, respectivamente. O Distrito Federal tem cobertura total dos óbitos, independente do sexo. Outros dois estados com boa qualidade nos dados de mortalidade adulta são Rio de Janeiro e São Paulo, sendo acima de 95% do total de óbitos tanto para o sexo masculino, quanto para o feminino. (Tabela 1)

Analisando as regiões, a com melhor cobertura dos óbitos é a Sudeste, que registra 93,50% dos óbitos de homens adultos e 93,85%. A região com pior qualidade dos dados de mortalidade é a Norte, onde apenas 84,40% dos óbitos

pessoas do sexo masculino e 81.98% dos óbitos do sexo feminino são registrados. Considerando o Brasil todo, a cobertura é de aproximadamente 90%, para homens e mulheres. (Tabela 1)

Tabela 1: Grau de cobertura da mortalidade jovem e adulta dos estados e regiões do Brasil em 2010, por sexo:

Região	Grau de cobertura (%)	
	Masculino	Feminino
Norte	84,40	81,98
Rondônia	86,37	84,14
Acre	81,07	83,16
Amazonas	87,09	86,92
Roraima	84,68	80,78
Pará	86,00	81,88
Amapá	78,18	82,23
Tocantins	74,57	71,80
Nordeste	85,90	84,33
Maranhão	76,40	72,04
Piauí	80,81	78,12
Ceará	87,52	86,23
Rio Grande do Norte	83,54	81,45
Paraíba	84,09	84,39
Pernambuco	90,84	90,79
Alagoas	85,67	83,46
Sergipe	86,95	85,22
Bahia	87,46	85,30
Sudeste	93,50	93,85
Minas Gerais	87,49	87,61
Espírito Santo	91,86	91,65
Rio de Janeiro	96,95	97,29
São Paulo	95,11	95,38
Sul	89,54	89,57
Paraná	90,93	91,12
Santa Catarina	85,79	84,88
Rio Grande do Sul	90,11	90,43
Centro-Oeste	87,60	87,37
Mato Grosso do Sul	89,76	88,72
Mato Grosso	84,55	83,47

Goiás	84,86	84,78
Distrito Federal	100,00	100,00
Brasil	89,89	89,73

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do SIM/DATASUS e SIDRA/IBGE.

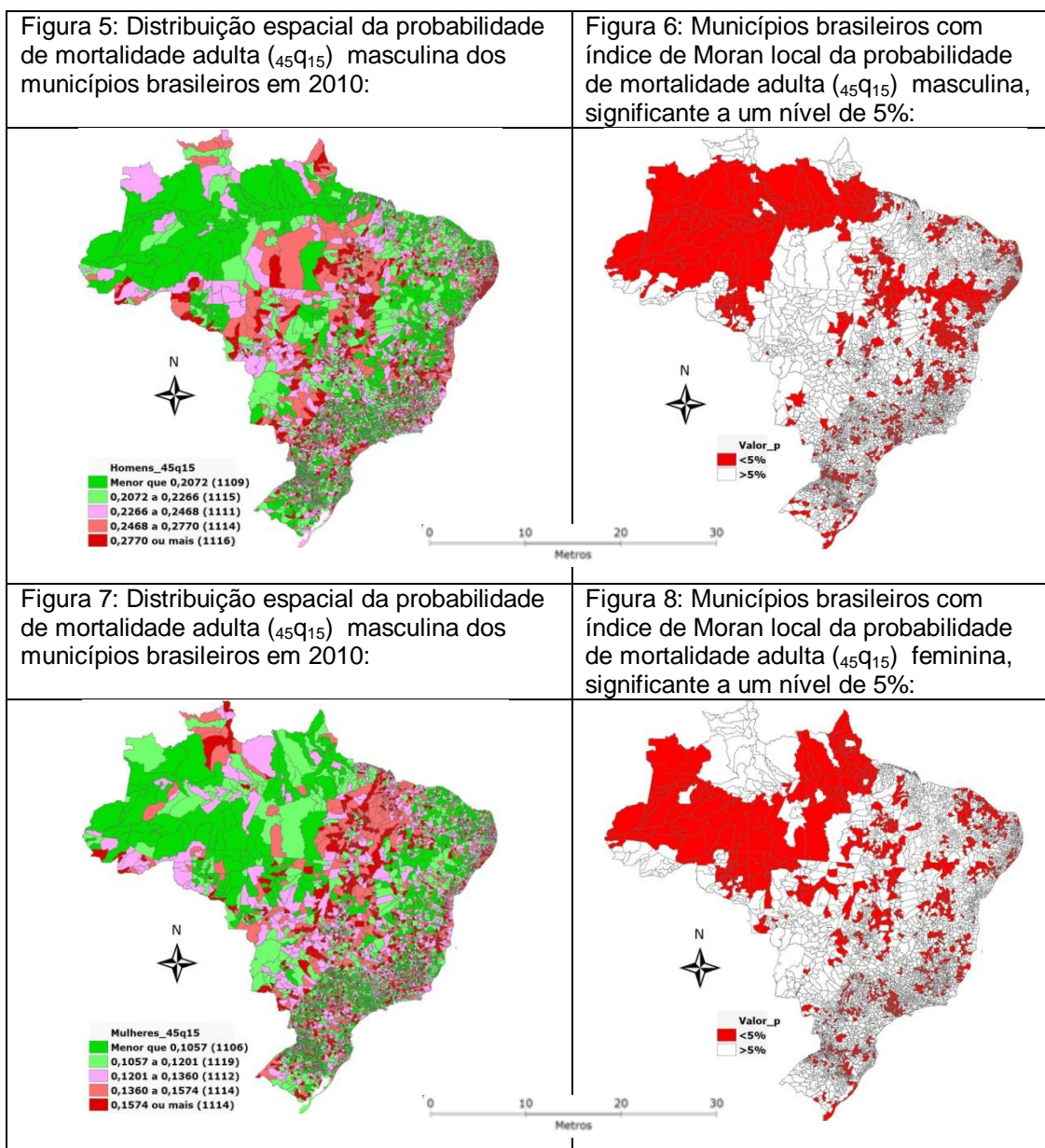
Probabilidades de morte por municípios:

A probabilidade de morte entre 15 e 60 anos, que é um dos principais indicadores da mortalidade adulta, apresentou índice de Moran global significativo a 1%, para ambos os sexos, sendo de 0,26 para os homens e 0,15 para as mulheres (Apêndice 3), mostrando assim a existência de padrão espacial. O índice de Moran local da probabilidade de morte masculina tem um padrão no Norte do país, mais especificamente nos Estados do Amazonas e Pará. Outros padrões espaciais locais observados são no litoral do Nordeste e da Bahia ao Tocantins (Figura 6). A probabilidade de morte entre 15 e 60 anos das mulheres padrão espacial local tem padrão semelhante a dos homens na Região Norte (Figura 8).

A probabilidade de morte adulta masculina é menor na região Norte, na parte geograficamente central do Nordeste e Sudeste, estendendo-se até a Região Sul. Já o litoral desde a Paraíba até São Paulo e as áreas de Fronteira com os demais países do continente apresentam probabilidades mais altas. O Estado do Tocantins, grande parte do Estado do Pará e da Região Centro- Oeste, também tem probabilidades de morte mais alta (Figura 5).

Como já foi dito, a probabilidade de morte das mulheres entre 15 e 60 anos tem comportamento semelhante a masculina, diferenciando de maneira mais evidente apenas nos Estados do Pará e Amazonas, onde para alguns municípios a probabilidade de morte é alta para os homens e baixa para as mulheres (Figura 7).

A probabilidade de morte entre 15 e 60 anos, é bem maior entre os homens, se comparado com as mulheres. Quase 90% dos municípios brasileiros tem a probabilidade de morte adulta feminina menor que 0,17621, enquanto que em 97% dos municípios a probabilidade de morte masculina é maior que esse valor (Figuras 5 e 7).

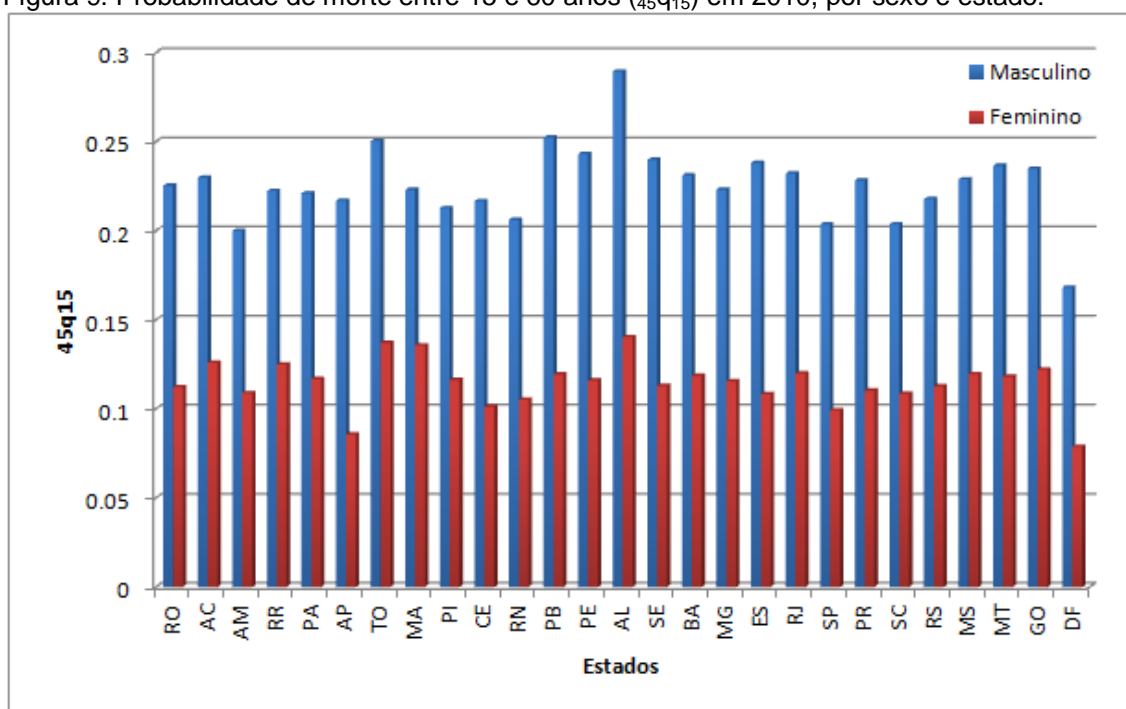


Fonte: Elaboração própria com base nos dados do SIM/DATASUS e SIDRA/IBGE

Probabilidades de morte por estados:

O estado com maior probabilidade de morte de homens entre 15 e 60 anos é Alagoas, com probabilidade de morte de quase 0,3. Outros estados com probabilidade alta são Tocantins e Paraíba. A menor probabilidade de morte nessa idade, é no Distrito Federal. Já entre as mulheres, como já foi citado neste trabalho, essa probabilidade é bem menor, dado que nessa idade a mortalidade é muito afetada pelas causas externas, que atingem bem mais os homens que as mulheres. Assim como para os homens, entre as mulheres a maior probabilidade de morte entre 15 e 60 anos é no estado de Alagoas e a menor é no Distrito Federal.

Figura 9: Probabilidade de morte entre 15 e 60 anos ($_{45}q_{15}$) em 2010, por sexo e estado:



Fonte: Elaboração própria com base nos dados do SIM/DATASUS e SIDRA/IBGE.

4.MORTALIDADE INFANTO-JUVENIL

4.1 METODOLOGIA

De posse das estimativas das probabilidades de morte dos grupos etários jovem e adulto, foram estimadas as probabilidades de morte infanto-juvenil. Tais estimativas são obtidas através de modelos de regressão múltiplas, cujas variáveis explicativas são as probabilidades de morte corrigidas (${}_nq_x$) dos grupos etários jovens e adultos (15 a 19 anos, 20 a 24 anos,..., 70 a 74 anos, 75 a 79 anos e 80 anos e mais) as variáveis respostas são as probabilidades de morte infanto-juvenil (0 a 1 ano, de 1 a 4 anos, de 5 a 9 anos e de 10 a 14 anos). Com base nos parâmetros estimados, foram preditas probabilidades de morte para os grupos etários de crianças e jovens com menos de 15 anos para todos os municípios brasileiros.

4.1.1 DADOS DO HUMAN MORTALITY DATABASE

Lançado em 2002, o *Human Mortality Database* (HMD) é organizado pelo Departamento de Demografia da Universidade da Califórnia em Berkeley (Estados Unidos), em conjunto com o Instituto Max Planck de Pesquisa Demográfica de Rostock (Alemanha). No site do HMD estão disponíveis dados populacionais, de natalidade e de mortalidade de 37 países. Os dados são atualizados continuamente e estão organizados por idades simples e por sexo.

As informações sobre mortalidade são disponibilizadas através de dados de óbitos, taxa de mortalidade e tabelas de sobrevivência. O principal critério para um país ter seus dados disponibilizados no *site*, é não necessitar de correção por erros de subcobertura, os dados são corrigidos apenas para erros de digitação ou de processamento. Os países e os respectivos anos para os quais as tabelas de sobrevivência estão disponíveis podem ser vistos no Anexo 1. A série mais longa e completa é a da Suécia, que começa em 1751 e vai até 2011.

4.1.2 ESCOLHA DAS CURVAS DE MORTALIDADE PADRÃO

Os modelos têm como objetivo estimar a mortalidade infanto-juvenil dos municípios brasileiros, porém eles são ajustados com base nas grandes regiões administrativas do Brasil. Foram ajustados três modelos para cada faixa etária

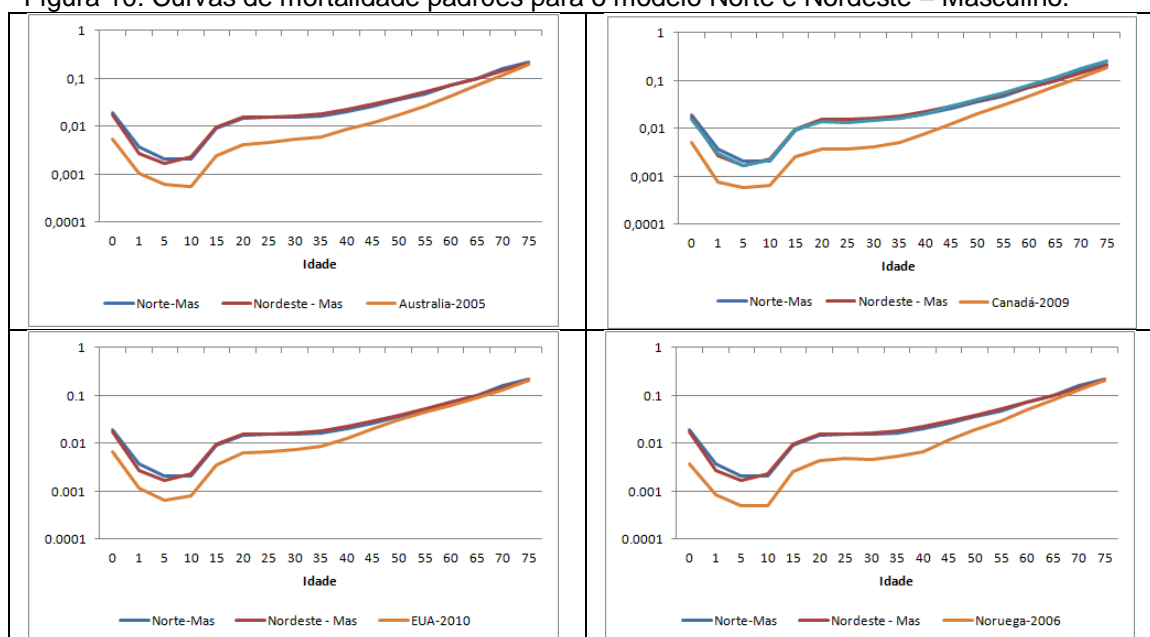
infanto-juvenil, sendo um para as regiões Norte e Nordeste, um para Sul e Sudeste e outro para o Centro-Oeste.

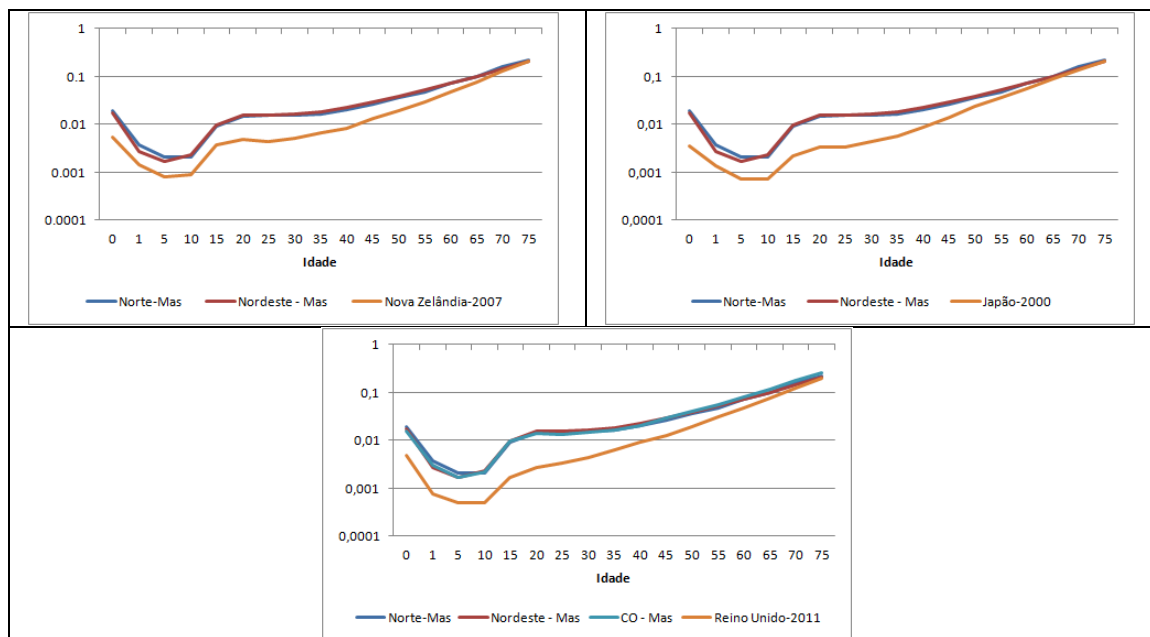
Para ajustar os modelos foi feito uma seleção de curvas de mortalidade que tivessem comportamento semelhante às regiões e essas foram consideradas padrões para a região. Foram coletadas todas as curvas de mortalidade disponíveis no *site* do *Human Mortality Database* (HMD) e selecionadas aquelas que apresentaram comportamento semelhante às regiões em estudo.

O critério utilizado para selecionar as curvas de mortalidade foi a semelhança entre elas. Todas as curvas de mortalidade disponíveis no HMD foram analisadas graficamente e aquelas que apresentaram o mesmo comportamento (padrão), foram selecionadas e utilizadas no ajuste do modelo.

Para o modelo Norte e Nordeste masculino foram encontradas sete curvas de mortalidade que podem ser consideradas padrões para essas duas regiões. Como os padrões apresentam comportamento semelhante apenas para as probabilidades de morte das idades inferiores a 50 anos, no modelo ajustado, as probabilidades das idades superiores não são testadas. Sendo assim as variáveis independentes testadas nesse modelo vão das probabilidades de 15 até 49 anos. Na Figura 10 são apresentadas as curvas de mortalidade dos sete países que serviram de padrão para esse modelo.

Figura 10: Curvas de mortalidade padrões para o modelo Norte e Nordeste – Masculino:

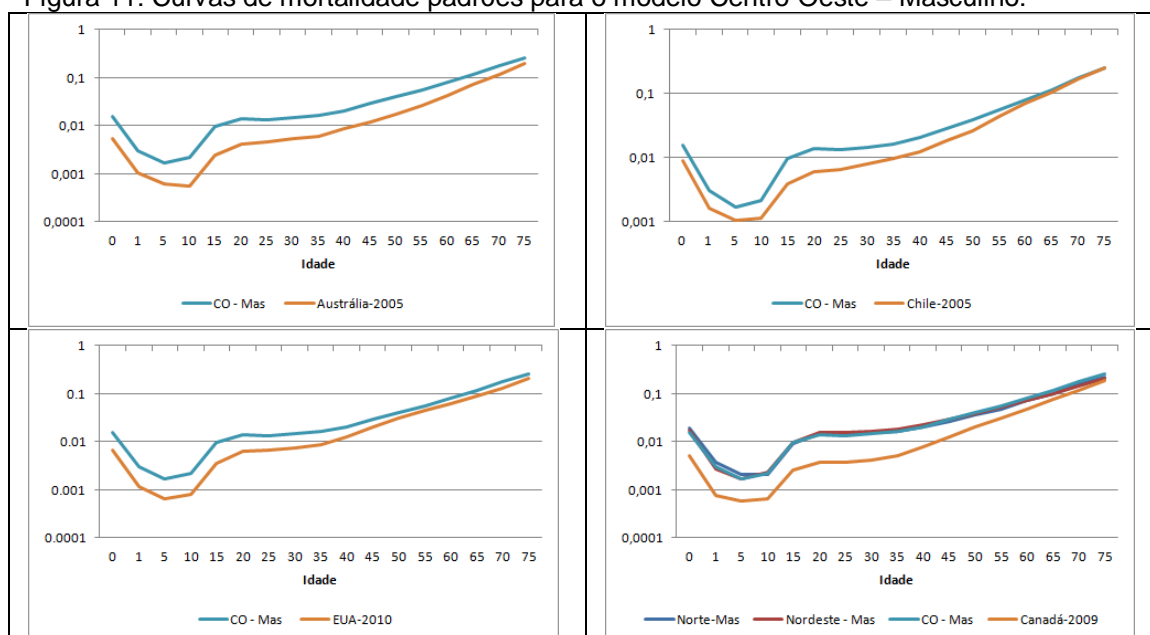


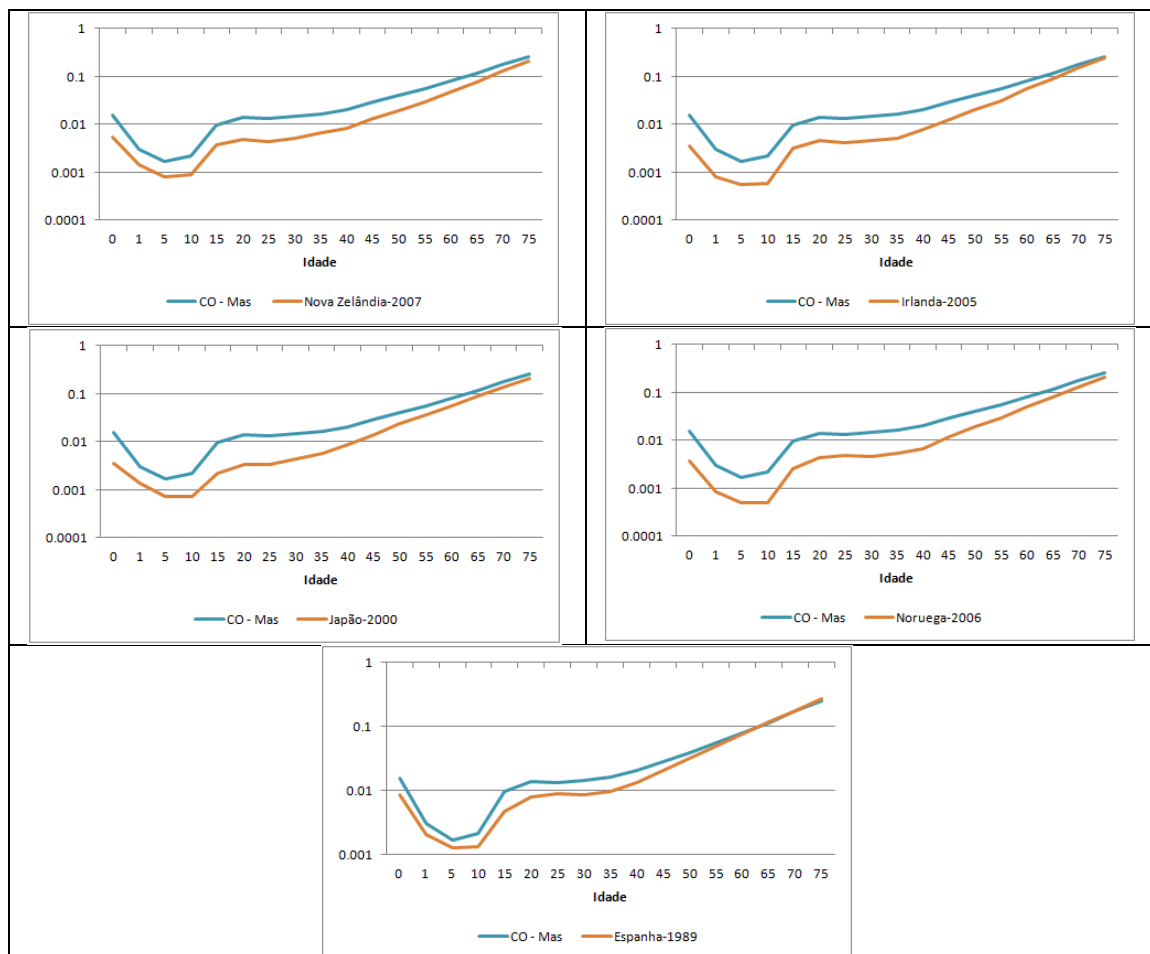


Fonte: Elaboração própria com base nos dados do SIM/DATASUS, SIDRA/IBGE e HMD.

Para o modelo Centro-Oeste masculino foram selecionadas nove curvas de mortalidade que podem ser consideradas padrões para a região. Os padrões encontrados apresentaram comportamento semelhante apenas para as probabilidades de morte das idades inferiores a 60 anos, no modelo ajustado, as probabilidades das idades superiores não foram testadas. Sendo assim as variáveis independentes testadas nesse modelo vão das probabilidades de 15 até 54 anos. No Figura 11 são apresentadas as curvas de mortalidade dos países que serviram de padrão para esse modelo.

Figura 11: Curvas de mortalidade padrões para o modelo Centro-Oeste – Masculino:

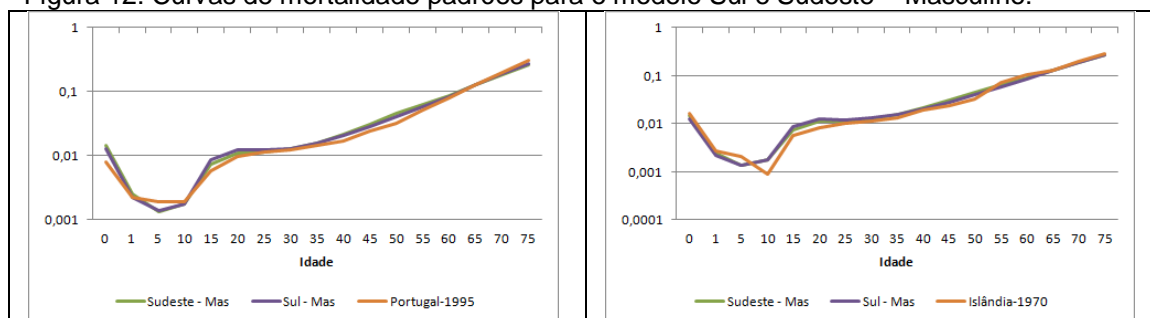


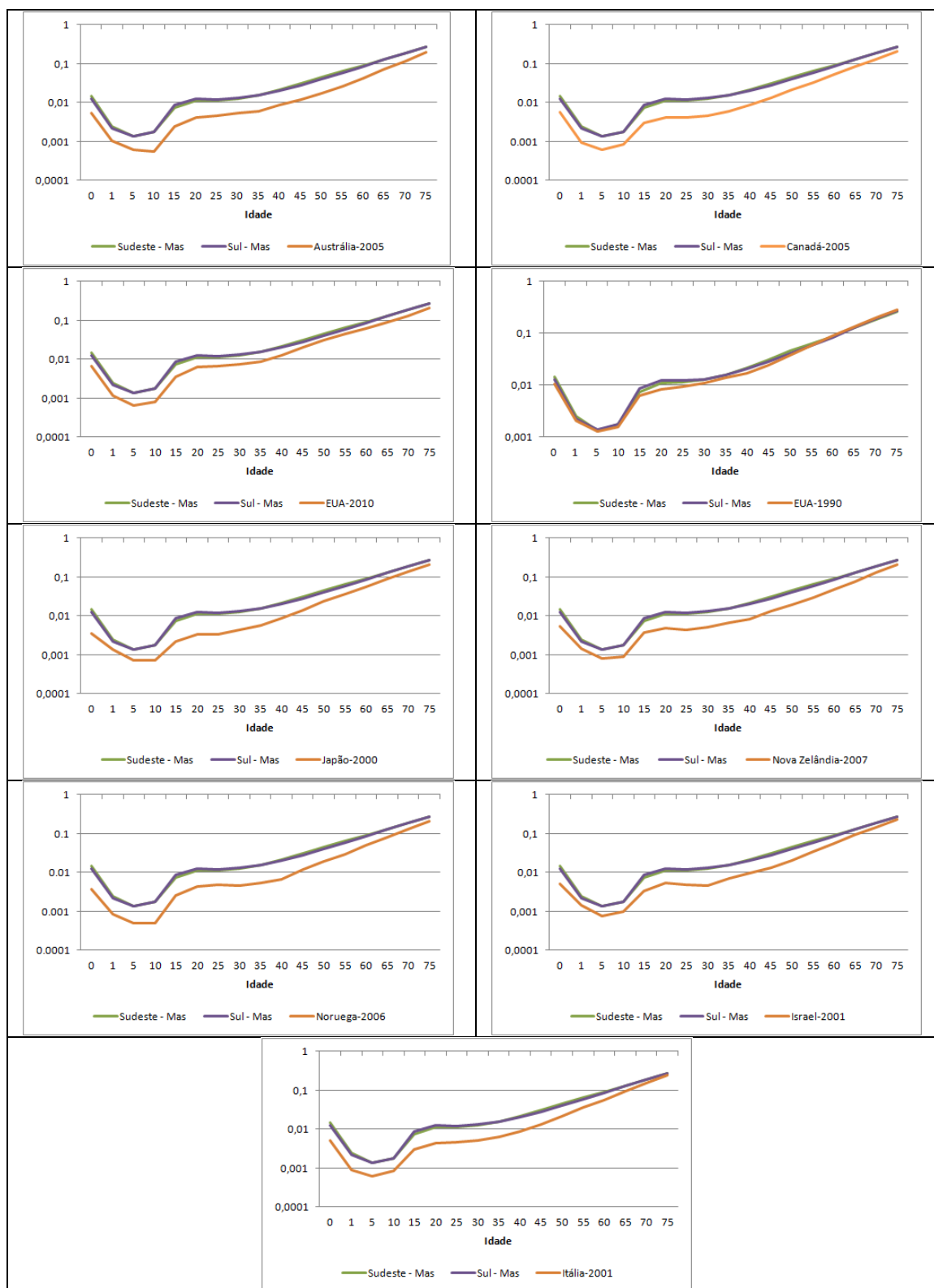


Fonte: Elaboração própria com base nos dados do SIM/DATASUS, SIDRA/IBGE e HMD.

No modelo Sul e Sudeste masculino, foram selecionadas onze curvas de mortalidade, com padrão semelhante a essas regiões para as idades inferiores a 65 anos. Sendo assim as variáveis independentes testadas nesse modelo vão das probabilidades de morte de 15 até 64 anos. Na Figura 12 são apresentadas as curvas de mortalidade dos onze países que serviram de padrão para esse modelo.

Figura 12: Curvas de mortalidade padrões para o modelo Sul e Sudeste – Masculino:



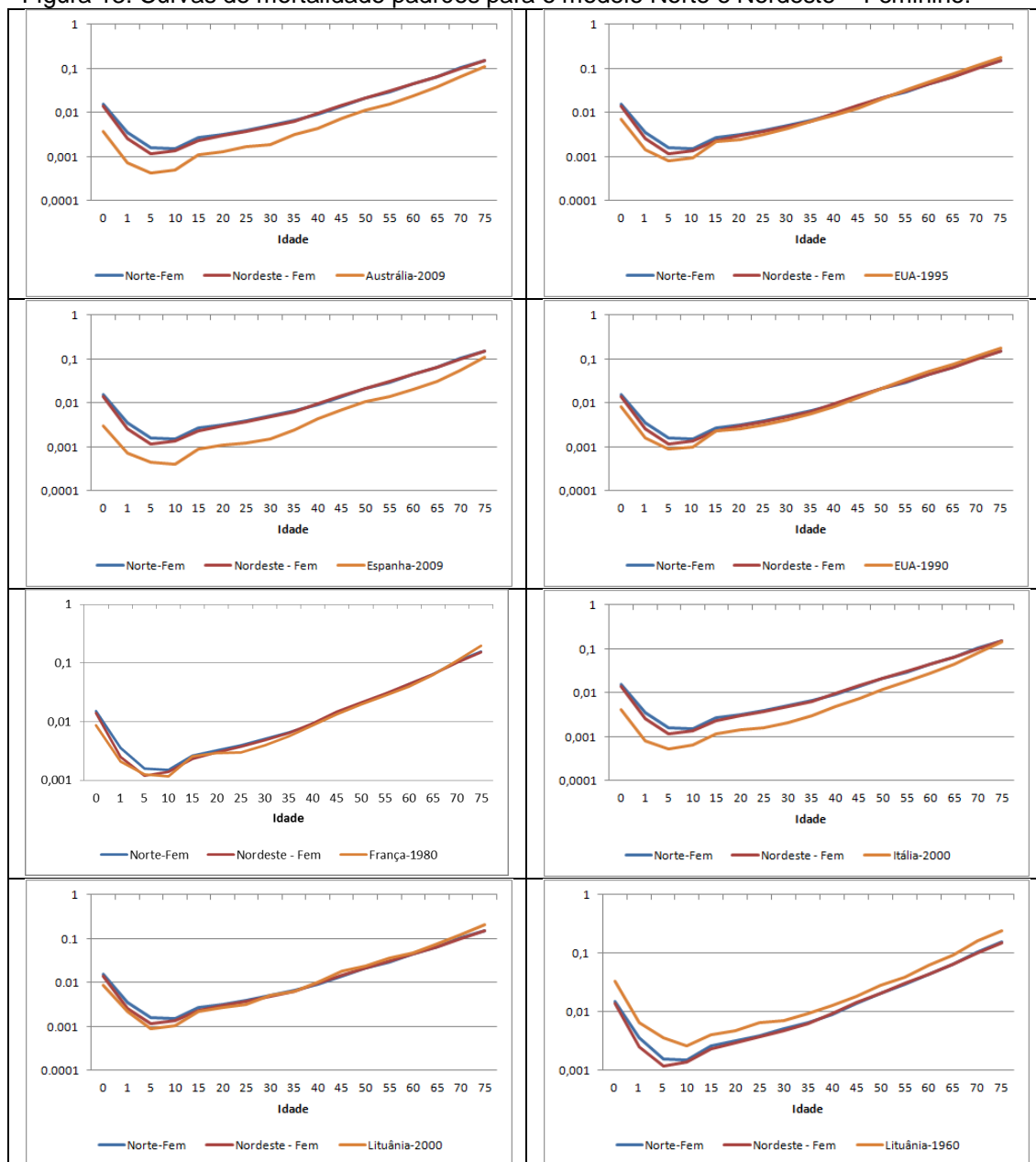


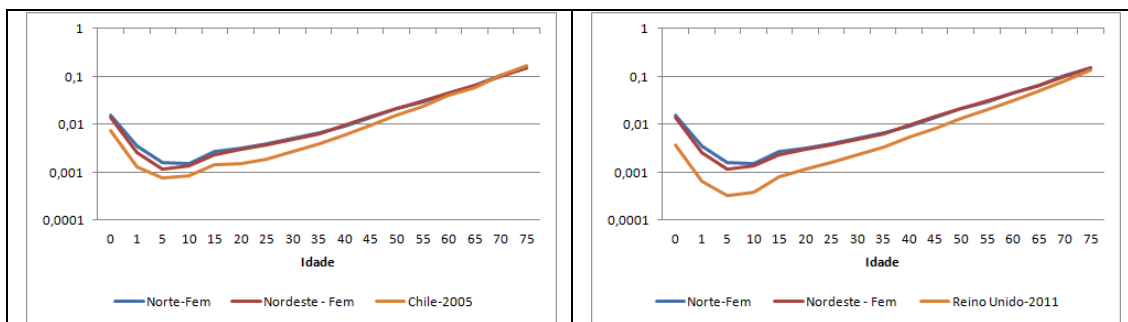
Fonte: Elaboração própria com base nos dados do SIM/DATASUS, SIDRA/IBGE e HMD.

Para o modelo Norte e Nordeste feminino foram selecionadas dez curvas de mortalidade que podem ser consideradas padrões para essas duas regiões. Como os padrões apresentam comportamento semelhante apenas para as probabilidades

de morte das idades inferiores a 60 anos, no modelo ajustado, as probabilidades das idades superiores não são testadas. Sendo assim as variáveis independentes testadas nesse modelo vão das probabilidades de 15 até 59 anos. Na Figura 13 são apresentadas as curvas de mortalidade dos dez países que serviram de padrão para esse modelo.

Figura 13: Curvas de mortalidade padrões para o modelo Norte e Nordeste – Feminino:

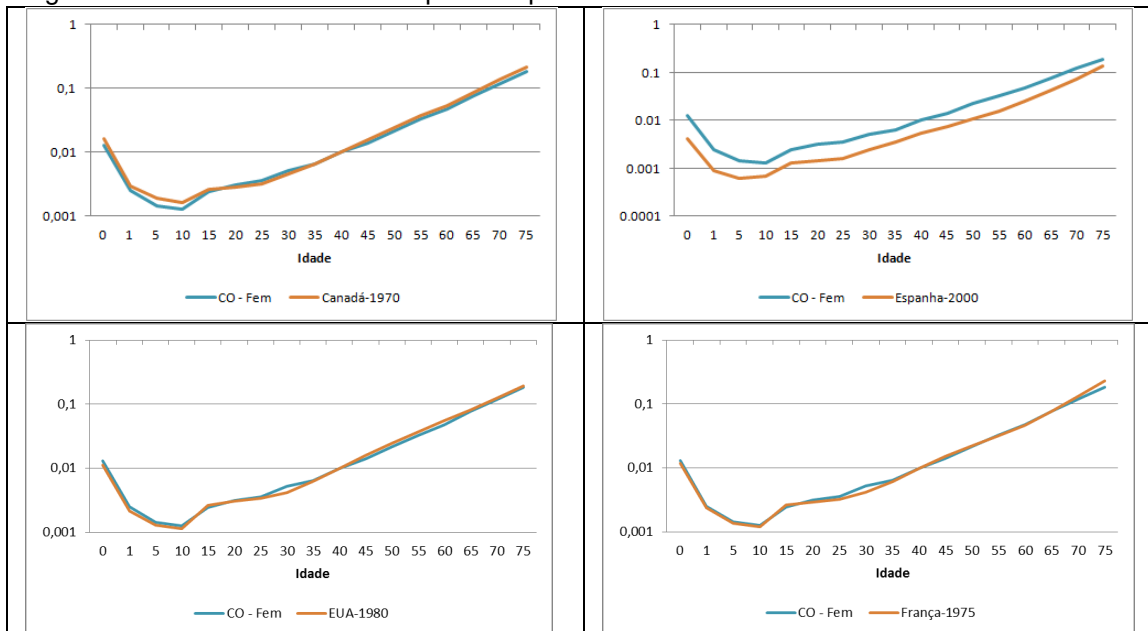


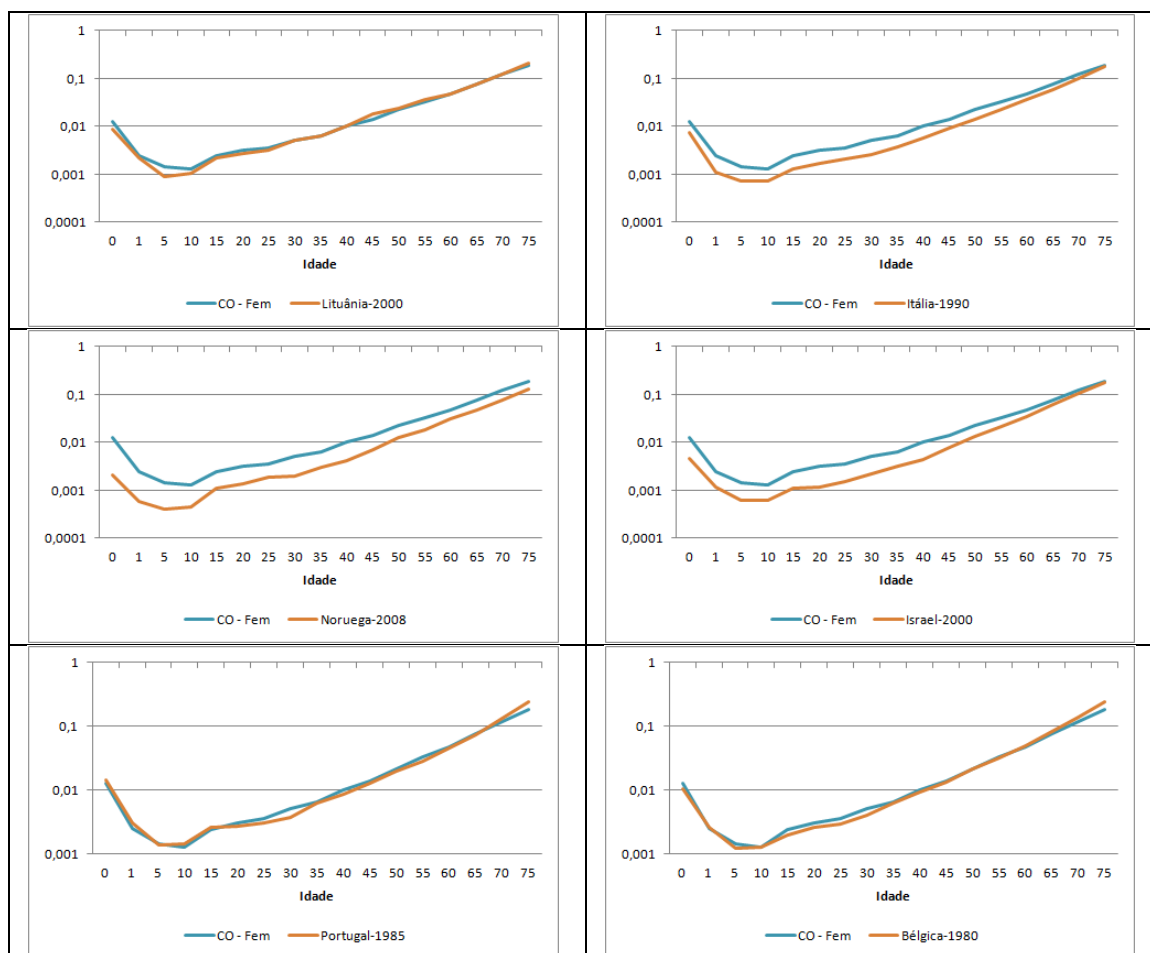


Fonte: Elaboração própria com base nos dados do SIM/DATASUS, SIDRA/IBGE e HMD.

Assim como no modelo Norte e Nordeste feminino, no do Centro-Oeste feminino foram encontradas dez curvas de mortalidade padrões para essa região. Outra característica semelhante entre os dois modelos, é os países que serviram de padrões apresentam comportamento semelhante apenas para as probabilidades de morte das idades inferiores a 60 anos. Sendo assim as variáveis independentes testadas nesse modelo também vão das probabilidades de 15 até 59 anos. Na Figura 14 são apresentadas as curvas de mortalidade dos dez países que serviram de padrão para esse modelo.

Figura 14: Curvas de mortalidade padrões para o modelo Centro-Oeste – Feminino:

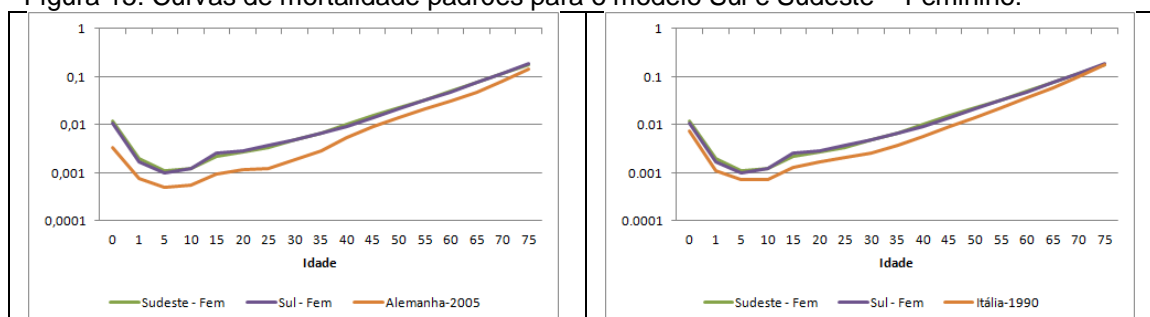


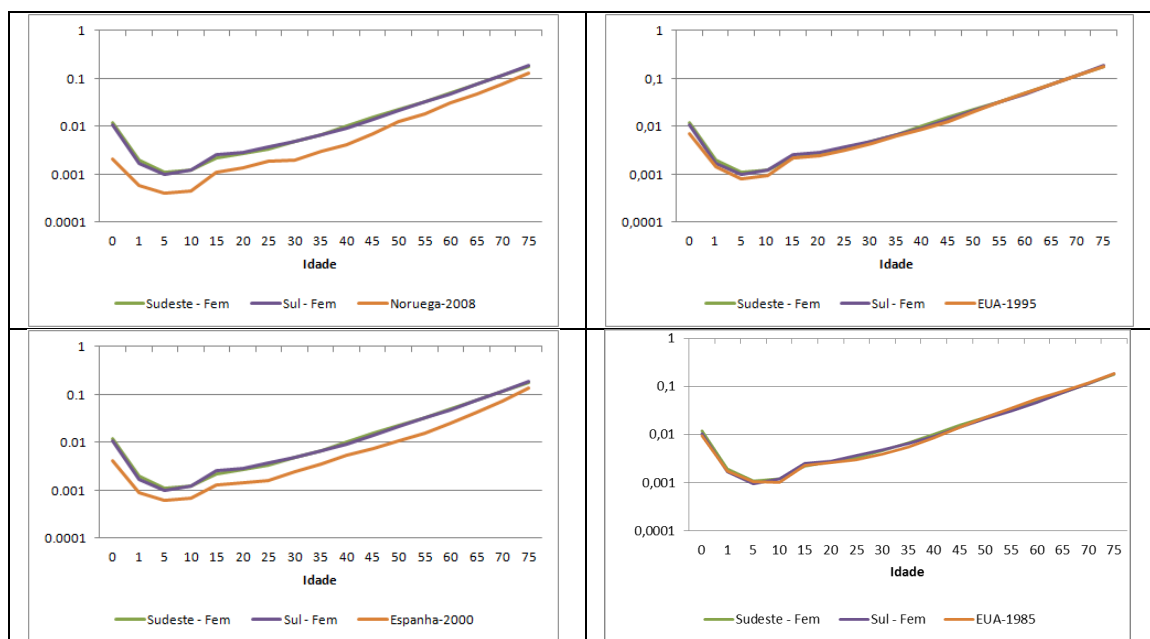


Fonte: Elaboração própria com base nos dados do SIM/DATASUS, SIDRA/IBGE e HMD.

Já para o modelo Sul e Sudeste feminino foram selecionadas seis curvas de mortalidade, com padrão semelhante a essas regiões apenas para as idades inferiores a 70 anos. Sendo assim as variáveis independentes testadas nesse modelo vão das probabilidades de 15 até 69 anos. Na Figura 15 são apresentadas as curvas de mortalidade dos seis países que serviram de padrão para esse modelo.

Figura 15: Curvas de mortalidade padrões para o modelo Sul e Sudeste – Feminino:





Fonte: Elaboração própria com base nos dados do SIM/DATASUS, SIDRA/IBGE e HMD.

4.1.3 AJUSTE DO MODELO PARA A MORTALIDADE INFANTO JUVENIL

As probabilidades de morte (${}_nq_x$) dos grupos etários de 0 a 14 anos foram estimadas com base nos parâmetros estimados pelos modelos de regressão múltipla¹⁰, sendo um modelo para cada grupo etário infanto-juvenil (menor de 1 ano, de 1 a 4 anos, de 5 a 9 anos e de 10 a 14 anos). Os modelos inicialmente testados são:

$${}_1q_0 = {}_5q_{15} + {}_5q_{20} + \dots + {}_5q_{75} + q_{80} \quad (26)$$

$${}_4q_1 = {}_5q_{15} + {}_5q_{20} + \dots + {}_5q_{75} + q_{80} \quad (27)$$

$${}_5q_5 = {}_5q_{15} + {}_5q_{20} + \dots + {}_5q_{75} + q_{80} \quad (28)$$

$${}_5q_{10} = {}_5q_{15} + {}_5q_{20} + \dots + {}_5q_{75} + q_{80} \quad (29)$$

Todos os grupos etários adultos foram testados no modelo, entre estes foram selecionados aqueles estatisticamente significantes, a um nível de 5%. Além da significância das variáveis (grupo etários adultos), outro critério utilizado na escolha

¹⁰ A metodologia sobre a análise de regressão está exposta no Anexo 5.

do modelo foi a existência da multicolineariedade¹¹. Em alguns casos foi necessário descartar variáveis significativas para evitar a ocorrência desse fenômeno, que é prejudicial ao modelo.

Além de testar as diferentes e possíveis combinações das variáveis também foram testados modelos logarítmicos, exponenciais e quadráticos.

Tabela 2: Descrição dos modelos de regressão utilizados para estimar a mortalidade masculina, por Região:

Região	Faixa-etária (variável resposta)	Modelo de Regressão	R2-Ajustado	Valor-p
Norte	Menor de 1 ano	$8,736 \cdot X_1 - 11,029 \cdot X_2 + 5,229 \cdot X_3 + 2,455 \cdot X_4 - 0,007$	0,8685	0,086
	1 a 4 anos	$0,003 - 2,190 \cdot X_1 + 3,205 \cdot X_2 - 2,067 \cdot X_3$	0,9567	0,005
	5 a 9 anos	$0,2301 \cdot X_1$	0,9627	0,000
	10 a 14 anos	$0,999 \cdot \log(X_1)$	0,9231	0,000
Nordeste	Menor de 1 ano	$8,736 \cdot X_1 - 11,029 \cdot X_2 + 5,229 \cdot X_3 + 2,455 \cdot X_4 - 0,007$	0,8685	0,086
	1 a 4 anos	$0,16554 \cdot X_5$	0,944	0,000
	5 a 9 anos	$X_1 \cdot (-2,190) + 3,205 \cdot X_2 - 2,067 \cdot X_3 - 0,003$	0,9388	0,009
	10 a 14 anos	$0,999 \cdot \log(X_1)$	0,9231	0,000
Sudeste	Menor de 1 ano	$0,637 \cdot X_6$	0,9537	0,000
	1 a 4 anos	$0,024 \cdot X_{10}$	0,9583	0,000
	5 a 9 anos	$0,016 \cdot X_{10}$	0,9197	0,000
	10 a 14 anos	$0,015 \cdot X_{10}$	0,8875	0,000
Sul	Menor de 1 ano	$0,118 \cdot X_{10}$	0,9505	0,000
	1 a 4 anos	$0,024 \cdot X_{10}$	0,9583	0,000
	5 a 9 anos	$0,016 \cdot X_{10}$	0,9197	0,000
	10 a 14 anos	$0,015 \cdot X_{10}$	0,8875	0,000
Centro-Oeste	Menor de 1 ano	$0,995 \cdot X_4$	0,982	0,000
	1 a 4 anos	$0,179 \cdot X_5$	0,9536	0,000
	5 a 9 anos	$0,051 \cdot X_5$	0,9464	0,000
	10 a 14 anos	$0,126 \cdot X_5 + 0,00007$	0,8168	0,001

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do SIM/DATASUS e SIDRA/IBGE.

Obs: Y1=Menos de 1 ano, Y2=1 a 4 anos, Y3=5 a 9 anos, Y4=10 a 14 anos, X1=15 a 19 anos, X2=20 a 24 anos, X3=25 a 29 anos, X4=30 a 34 anos, X5=35 a 39 anos, X6=40 a 44 anos, X7=45 a 49 anos, X8=50 a 54 anos, X9=55 a 59 anos, X10=60 a 64 anos, X11=65 a 69 anos, X12=70 a 74 anos, X13=75 a 79 anos e X14=80 anos e mais.

¹¹ A multicolineariedade é a existência de forte correlação entre as variáveis independentes.

Tabela 3: Descrição dos modelos de regressão utilizados para estimar a mortalidade feminina, por Região:

Região	Faixa-etária (variável resposta)	Modelo de Regressão	R ² -Ajustado	Valor-p
Norte	Menor de 1 ano	$14,031 \cdot X_2 - 4,33 \cdot X_5$	0,8867	0,000
	1 a 4 anos	$0,870 \cdot X_4 - 0,001$	0,7483	0,001
	5 a 9 anos	$0,778 \cdot X_2 - 0,0007$	0,8405	0,000
	10 a 14 anos	$0,543 \cdot X_2 - 0,0002$	0,926	0,000
Nordeste	Menor de 1 ano	$14,031 \cdot X_2 - 4,33 \cdot X_5$	0,8867	0,000
	1 a 4 anos	$0,870 \cdot X_4 - 0,001$	0,7483	0,001
	5 a 9 anos	$0,778 \cdot X_2 - 0,0007$	0,8405	0,000
	10 a 14 anos	$0,560 \cdot X_3 - 0,112 \cdot X_5$	0,9875	0,000
Sudeste	Menor de 1 ano	$1,3548 \cdot X_5$	0,9144	0,000
	1 a 4 anos	$0,029185 \cdot X_{10}$	0,9704	0,000
	5 a 9 anos	$0,018045 \cdot X_{10}$	0,9686	0,000
	10 a 14 anos	$0,016 \cdot X_{10} + 0,0001$	0,6805	0,027
Sul	Menor de 1 ano	$0,150 \cdot X_{10}$	0,9264	0,000
	1 a 4 anos	$0,029 \cdot X_{10}$	0,9704	0,000
	5 a 9 anos	$0,018 \cdot X_{10}$	0,9686	0,000
	10 a 14 anos	$0,016 \cdot X_{10} + 0,0001$	0,6805	0,027
Centro-Oeste	Menor de 1 ano	$4,801 \cdot X_1$	0,9531	0,000
	1 a 4 anos	$0,106 \cdot X_8$	0,9377	0,000
	5 a 9 anos	$0,057 \cdot X_8$	0,9391	0,000
	10 a 14 anos	$0,203 \cdot X_5$	0,9779	0,000

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do SIM/DATASUS e SIDRA/IBGE.

Obs: Y1=Menos de 1 ano, Y2=1 a 4 anos, Y3=5 a 9 anos, Y4=10 a 14 anos, X1=15 a 19 anos, X2=20 a 24 anos, X3=25 a 29 anos, X4=30 a 34 anos, X5=35 a 39 anos, X6=40 a 44 anos, X7=45 a 49 anos, X8=50 a 54 anos, X9=55 a 59 anos, X10=60 a 64 anos, X11=65 a 69 anos, X12=70 a 74 anos, X13=75 a 79 anos e X14=80 anos e mais.

Após ajustado o modelo, as predições foram feitas para cada município brasileiro, obtendo assim as estimativas da probabilidade de morte infanto-juvenil de cada município. Para a predição foi utilizado o modelo da região ao qual o município pertence, por exemplo, para predizer a mortalidade infanto-juvenil da cidade de Natal-RN, como a mesma está na região Nordeste do Brasil, foi utilizado o modelo das regiões Norte e Nordeste. Para as predições foram utilizadas as probabilidades

de morte corrigidas pelo método proposto neste trabalho, obtendo assim uma mortalidade infanto-juvenil, já compatível com a mortalidade jovem e adulta.

4.2 RESULTADOS

Nesta seção são apresentados e analisados os resultados da mortalidade infanto-juvenil, considerando os óbitos de pessoas com menos de 15 anos, por sexo. São apresentadas as probabilidades de morte de crianças com menos de 1 ano (${}_1q_0$), de 1 a 4 anos (${}_4q_1$), de 5 a 9 anos (${}_5q_5$) e de 10 a 14 (${}_5q_{10}$), com seus respectivos índices de Moran global e local para todos os municípios brasileiros. Também é apresentado o grau de cobertura da mortalidade para os mesmos grupos etários (menor de 1 ano, de 1 a 4 anos, de 5 a 9 anos e de 10 a 14 anos) por unidade da federação.

Avaliação da qualidade da cobertura dos registros de óbitos infanto-juvenil (Até 14 anos):

O Distrito Federal tem as melhores coberturas de óbitos do país entre as crianças menores de 1 anos, de 5 a 9 anos e de 10 a 14 anos, tanto para o sexo masculino, quanto para o feminino. Entre as crianças do sexo masculino que tem entre 1 a 4 anos o estado com qualidade dos dados de óbitos é o Amapá, enquanto que entre as crianças do sexo feminino da mesma idade, o estado com melhor qualidade é o Espírito Santo. Esses três estados tiveram melhor qualidade de dados nas suas respectivas regiões, em quase todas as idades analisadas.

Entre as crianças do sexo masculino os estados com pior qualidade dos dados de óbitos no país são das Regiões Norte e Nordeste, sendo três do Norte, Acre no grupo dos menores de 1 ano, Rondônia de 1 a 4 anos e Amapá de 10 a 14 anos e o Sergipe do Nordeste, todas com grau de cobertura abaixo de 40%. Já para as crianças do sexo feminino, os estados com menores grau de cobertura foram Roraima (NO) entre as crianças com menos de 1 ano, Santa Catarina (S) nos grupos de 1 a 4 anos e de 5 a 9 anos e Maranhão (NE) entre as jovens de 10 a 14 anos.

Analisando as regiões é possível observar que em quase todas as idades, independente do sexo, os dados de pior qualidade foram das regiões Norte e

Nordeste, sendo a única exceção as crianças do sexo feminino de 5 a 9 anos, que tiveram o grau de cobertura mais baixo registrado na região do Sul. A região Sul tem os dados de melhor qualidade entre as crianças menores de 1 ano, ultrapassando os 95% de cobertura para ambos os sexos. A região Sudeste também registrou mais de 90% dos óbitos ocorridos entre os menos de 1 ano, tanto para homens, quanto para mulheres. Entre as crianças de 1 a 4 anos, a região Sudeste teve melhor cobertura dos óbitos para os homens e o Centro-Oeste para as mulheres, já para o grupo de 5 a 9 anos, as duas regiões invertem os papéis, passando o Sudeste a ter maior cobertura entre as mulheres e o Centro-Oeste entre os homens. Entre os jovens de 10 a 14 anos as regiões Sul e Sudeste voltam a ter os melhores resultados, sendo a primeira com maior cobertura entre os homens e a segunda entre as mulheres.

Observando o Brasil como um todo, é notável que a qualidade das informações sobre a mortalidade infanto-juvenil precisam melhorar. Entre as crianças do sexo masculino com menos de 1 ano, o país registra apenas 56,62% dos óbitos ocorridos, outro grupo que ficou com menos de 70% da cobertura total de óbitos, foi o das meninas de 1 a 4 anos. O Único grupo que passou os 80%, foi o das adolescentes entre 10 e 14 anos, que teve 84,10% dos óbitos ocorridos registrados. Os demais grupos analisados tiveram entre 70 e 75% de grau de cobertura.

Tabela 4: Grau de cobertura da mortalidade infanto-juvenil dos estados e regiões do Brasil em 2010, por sexo:

Região	GRAU DE COBERTURA (%)							
	Menor de 1 ano		1 a 4 anos		5 a 9 anos		10 a 14 anos	
	Masculino	Feminino	Masculino	Feminino	Masculino	Feminino	Masculino	Feminino
Norte	43,16	55,05	61,44	78,33	81,67	65,81	45,97	78,50
Rondônia	51,80	58,66	35,92	68,43	91,34	77,12	46,73	81,88
Acre	26,79	45,07	72,74	79,86	58,01	56,92	42,02	64,78
Amazonas	68,42	69,19	67,02	84,74	98,56	86,13	60,83	92,66
Roraima	29,10	27,35	45,95	71,19	88,16	50,60	50,28	71,54
Pará	42,07	57,06	62,85	75,67	73,43	57,84	42,23	75,22
Amapá	41,01	42,88	100,00	94,83	74,35	54,38	29,61	66,81
Tocantins	29,03	48,22	65,05	76,20	98,18	78,75	52,92	79,23
Nordeste	38,06	55,24	66,64	66,18	69,98	67,97	47,08	75,80
Maranhão	41,97	47,14	76,92	56,55	69,18	54,97	40,84	51,95

Piauí	40,54	43,87	66,48	74,75	51,63	73,16	46,50	89,86
Ceará	38,24	53,65	70,66	75,07	91,41	68,43	47,34	79,32
Rio Grande do Norte	33,08	53,60	51,81	85,99	60,41	76,88	46,89	87,72
Paraíba	27,68	62,72	58,56	69,51	61,95	78,64	41,38	67,72
Pernambuco	41,64	58,19	69,58	71,27	77,86	70,00	47,48	83,52
Alagoas	42,17	59,87	60,57	57,14	56,09	65,07	44,42	78,45
Sergipe	36,52	54,65	70,54	79,64	37,68	73,14	64,89	81,06
Bahia	37,10	62,72	77,45	62,63	80,95	70,30	50,03	81,68
Sudeste	91,72	93,39	91,25	83,73	79,51	87,81	97,02	95,16
Minas Gerais	85,82	86,96	93,39	93,42	75,94	85,62	97,35	97,10
Espírito Santo	82,02	83,30	99,11	97,72	95,04	89,94	99,77	99,64
Rio de Janeiro	97,18	96,89	98,69	91,38	84,69	87,38	99,03	91,83
São Paulo	93,53	96,20	86,40	75,94	77,26	89,11	95,20	95,38
Sul	96,52	97,45	86,47	74,26	76,18	58,95	97,13	85,47
Paraná	98,24	96,72	88,03	78,99	67,80	88,75	98,61	93,30
Santa Catarina	93,07	96,76	83,68	50,56	85,56	27,79	94,36	62,32
Rio Grande do Sul	96,68	98,73	86,53	92,62	82,79	77,04	96,69	94,19
Centro-Oeste	85,96	79,88	86,87	87,98	81,86	73,13	88,16	82,18
Mato Grosso do Sul	87,67	73,03	95,61	88,42	75,90	54,88	82,90	83,27
Mato Grosso	89,63	78,13	83,92	89,34	91,36	97,52	75,70	75,89
Goiás	78,05	78,07	84,65	88,03	75,39	66,89	93,37	79,25
Distrito Federal	100,00	100,00	86,22	82,99	98,23	100,00	100,00	100,00
Brasil	56,62	75,64	75,89	64,48	70,62	75,63	72,68	84,10

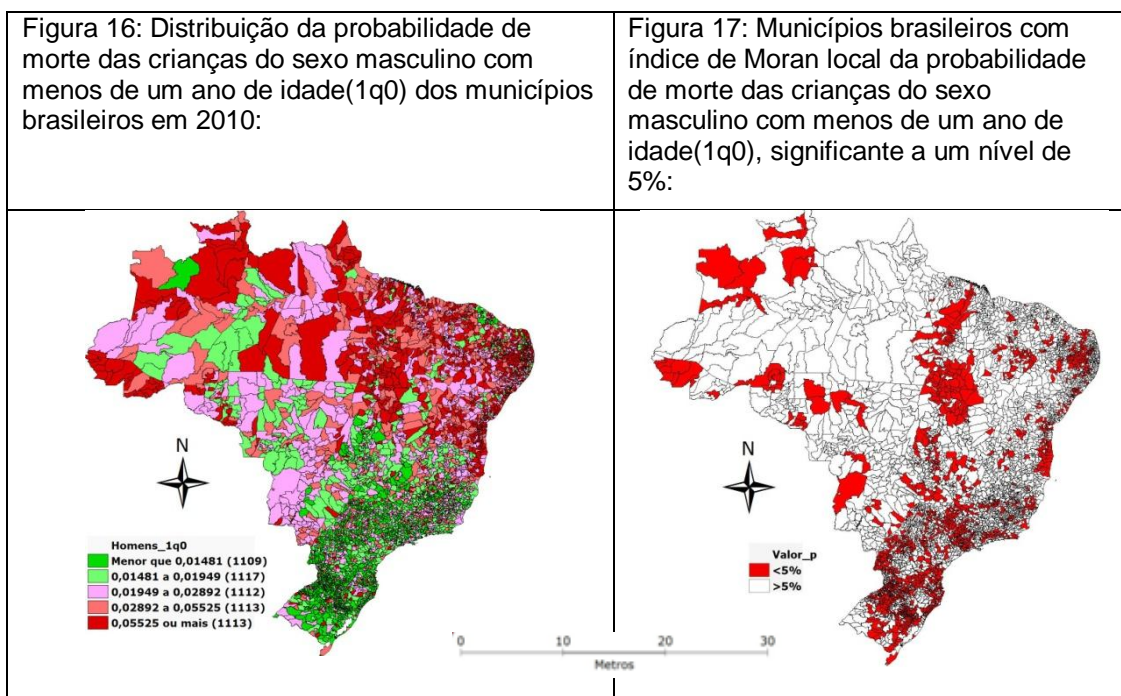
Fonte: Elaboração própria com base nos dados do SIM/DATASUS e SIDRA/IBGE.

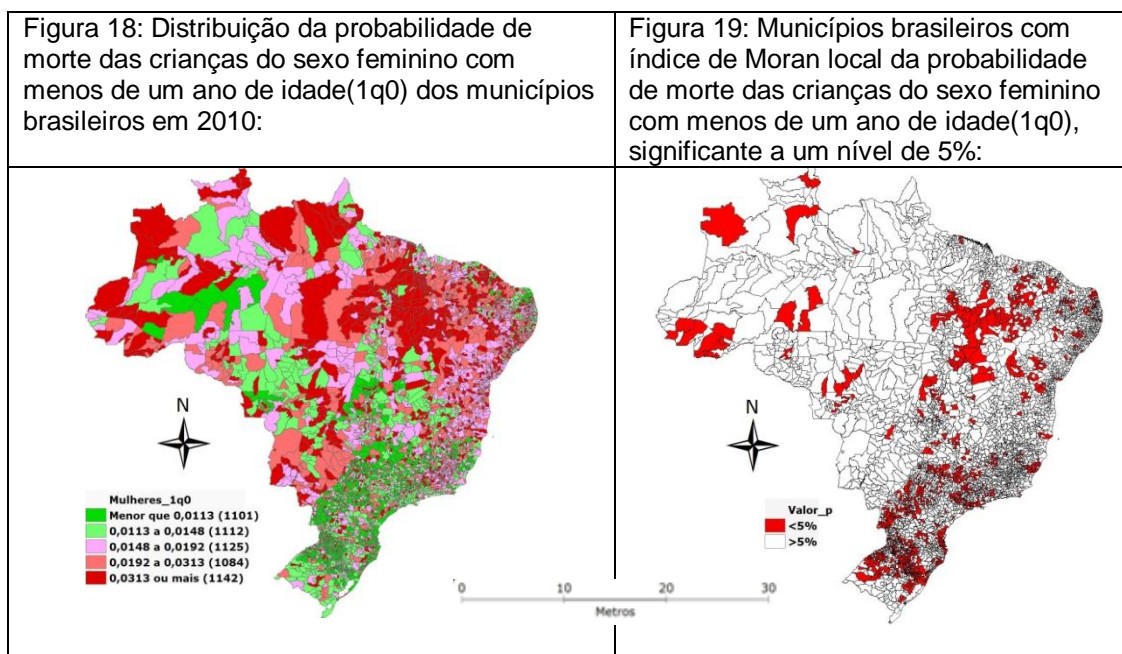
Probabilidades de morte de crianças com menos de 1 ano:

Um dos indicadores mais importantes da mortalidade é a probabilidade de morrer antes de completar 1 ano, que remete a mortalidade infantil. O índice de Moran global (Apêndice 3), mostra que há um padrão espacial, por sexo, desse indicador no Brasil. Para o sexo masculino o índice foi de 0,26, já para o sexo feminino foi menor, 0,08. São valores que representam auto-correlação espacial baixa, mas significativa ao nível de 1%. O índice de Moran local, mostra que há algumas áreas com padrão espacial local significativo para a mortalidade infantil das crianças do sexo masculino. Essas áreas estão mais ao Sul do país (Figura 17). A probabilidade de morte das crianças do sexo feminino apresenta padrão semelhante

ao das crianças do sexo masculino, porém com um menor número de áreas apresentando padrões locais significativos (Figura 19).

A probabilidade de morrer antes de completar 1 ano, apresenta um padrão espacial bem definido, tanto para o sexo masculino, quanto para o feminino. Em ambos os sexos, quanto mais ao Sul do país menor é a probabilidade de morte das crianças do município. Há um forte contraste entre os municípios das regiões Sul e Sudeste, comparando aos das Regiões Norte e Nordeste. Enquanto nas duas primeiras, a maioria dos municípios tem baixa probabilidade de morte, nas outras duas quase todos os municípios apresentam alta probabilidade de morte infantil (Figuras 16 e 18).

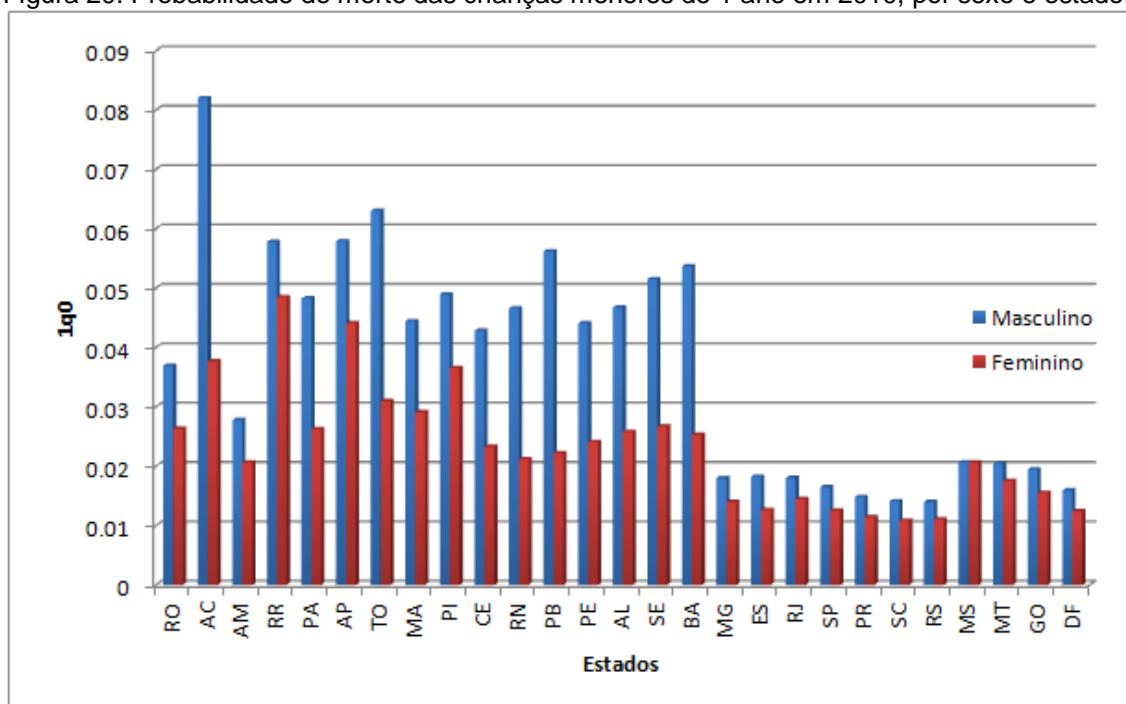




Fonte: Elaboração própria com base nos dados do SIM/DATASUS e SIDRA/IBGE.

Analisando a probabilidade de morte para as crianças menores de 1 ano, principalmente entre as do sexo masculino, é possível observar uma clara tendência, onde os estados das regiões Norte e Nordeste tem probabilidade maior que os estados das demais regiões. Entre as crianças do sexo masculino o estado com maior probabilidade de morte é o Acre, já entre as do sexo feminino é Roraima, ambos da região Norte. Todos os estados das regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste tem probabilidade de morte para as crianças do sexo masculino menores de 1 ano inferior a 0,02. Entre as crianças do sexo feminino a maior probabilidade é observada em Roraima e a menor em Santa Catarina. Outra observação interessante é que em Mato Grosso do Sul a probabilidade de morte é praticamente a mesma, independente do sexo da criança (Figura 20).

Figura 20: Probabilidade de morte das crianças menores de 1 ano em 2010, por sexo e estado:

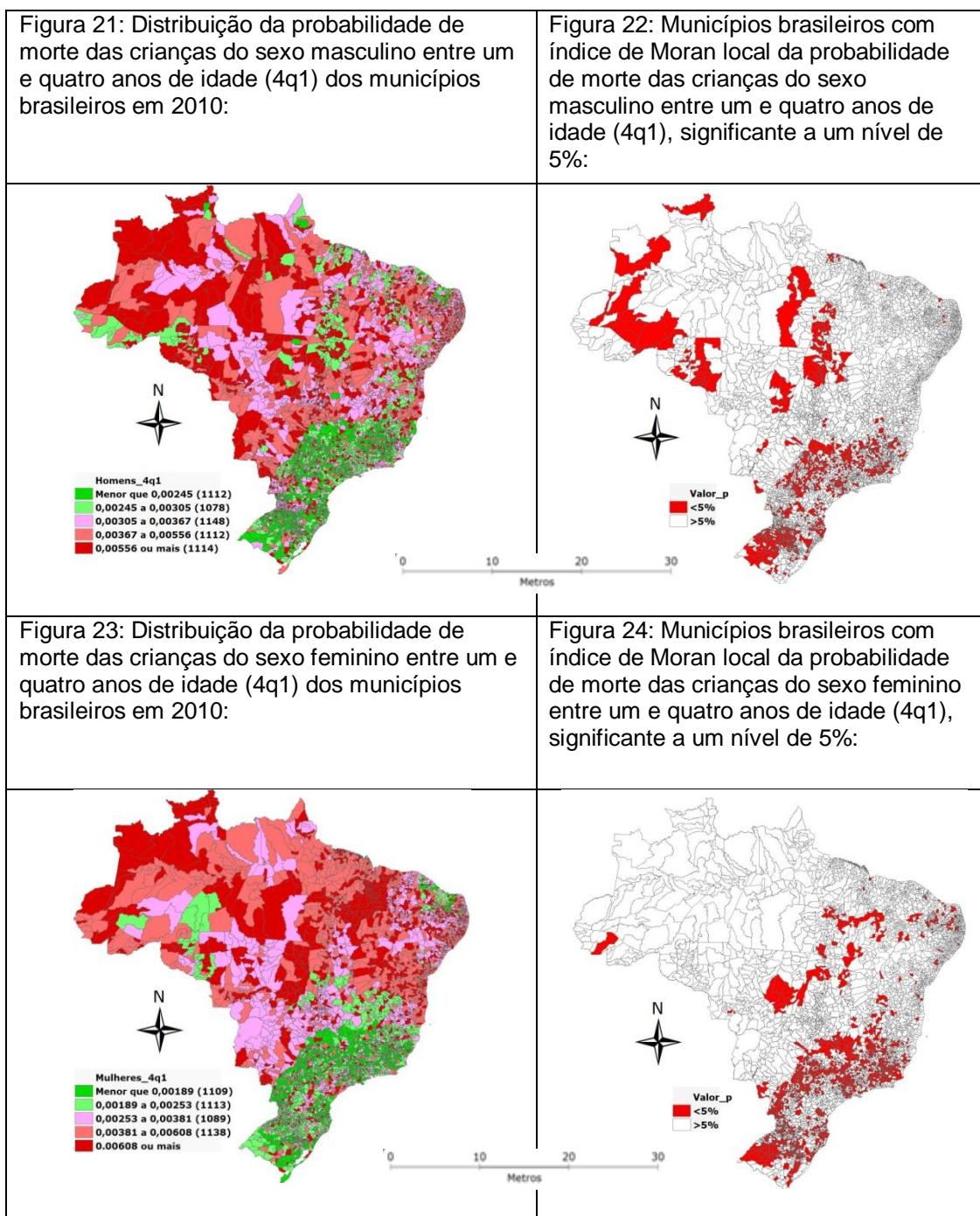


Fonte: Elaboração própria com base nos dados do SIM/DATASUS e SIDRA/IBGE.

Probabilidades de morte entre 1 e 4 anos:

Com relação a mortalidade entre 1 e 4 anos, o índice de Moran global indica a existência de uma fraca auto-correlação espacial da probabilidade de morte entre 1 e 4 anos, embora significativa. O índice foi de 0,07 e 0,06 respectivamente para homens e mulheres (Apêndice 3). O índice de Moran local da probabilidade de morte tem maior concentração das áreas com padrão espacial local significativo nas regiões Sul e Sudeste, tanto para os homens, quanto para as mulheres (Figuras 22 e 24).

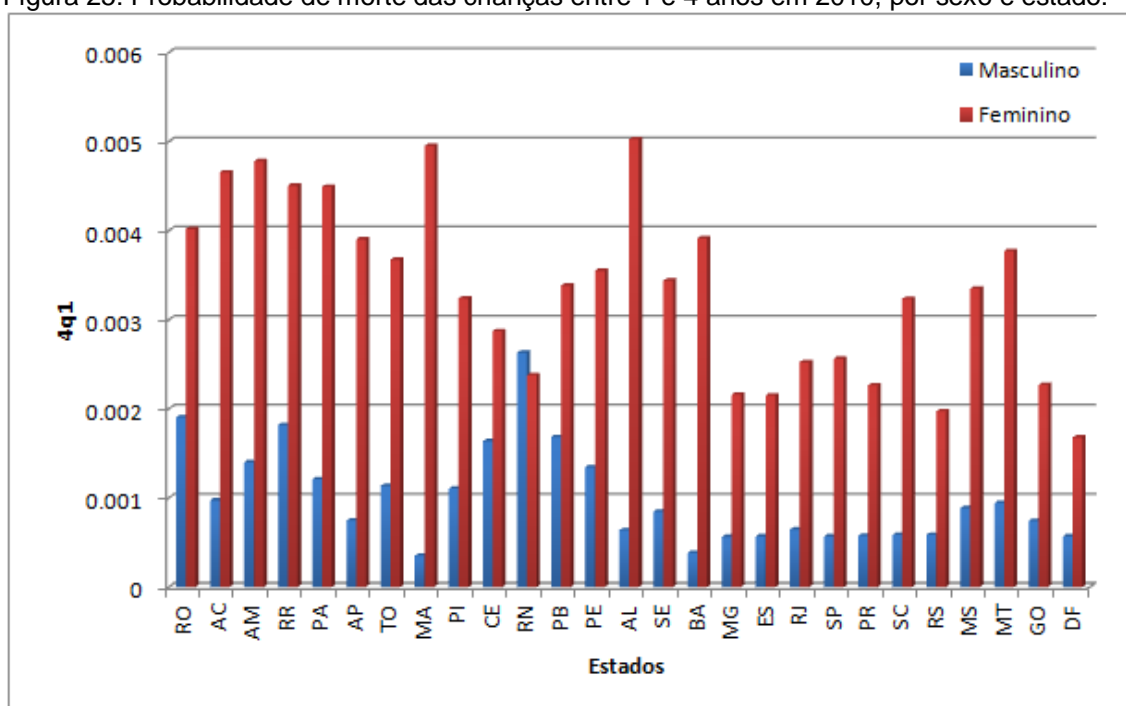
A probabilidade de morte das crianças entre 1 e 4 anos independente do sexo, apresenta um padrão espacial nítido, sendo menor em direção ao Sul e maior ao Norte, com expansão tanto para o litoral, quanto para o interior do continente. Para o sexo feminino as exceções ao padrão estabelecido são ainda mais raras, com destaque para o Ceará e alguns municípios vizinhos com probabilidades baixas (Figuras 21 e 23).



Fonte: Elaboração própria com base nos dados do SIM/DATASUS e SIDRA/IBGE.

Entre as crianças de 1 a 4 anos a probabilidade de morte é maior no sexo feminino. A maior probabilidade para as crianças do sexo masculino foi observada no Rio Grande do Norte, esse foi o único estado onde a probabilidade do sexo masculino foi maior que a do sexo feminino, sendo também o único onde a probabilidade foi superior a 0,002. Já entre as crianças do sexo feminino a maior probabilidade ocorreu em Alagoas e a menor no Distrito Federal (Figura 25).

Figura 25: Probabilidade de morte das crianças entre 1 e 4 anos em 2010, por sexo e estado:



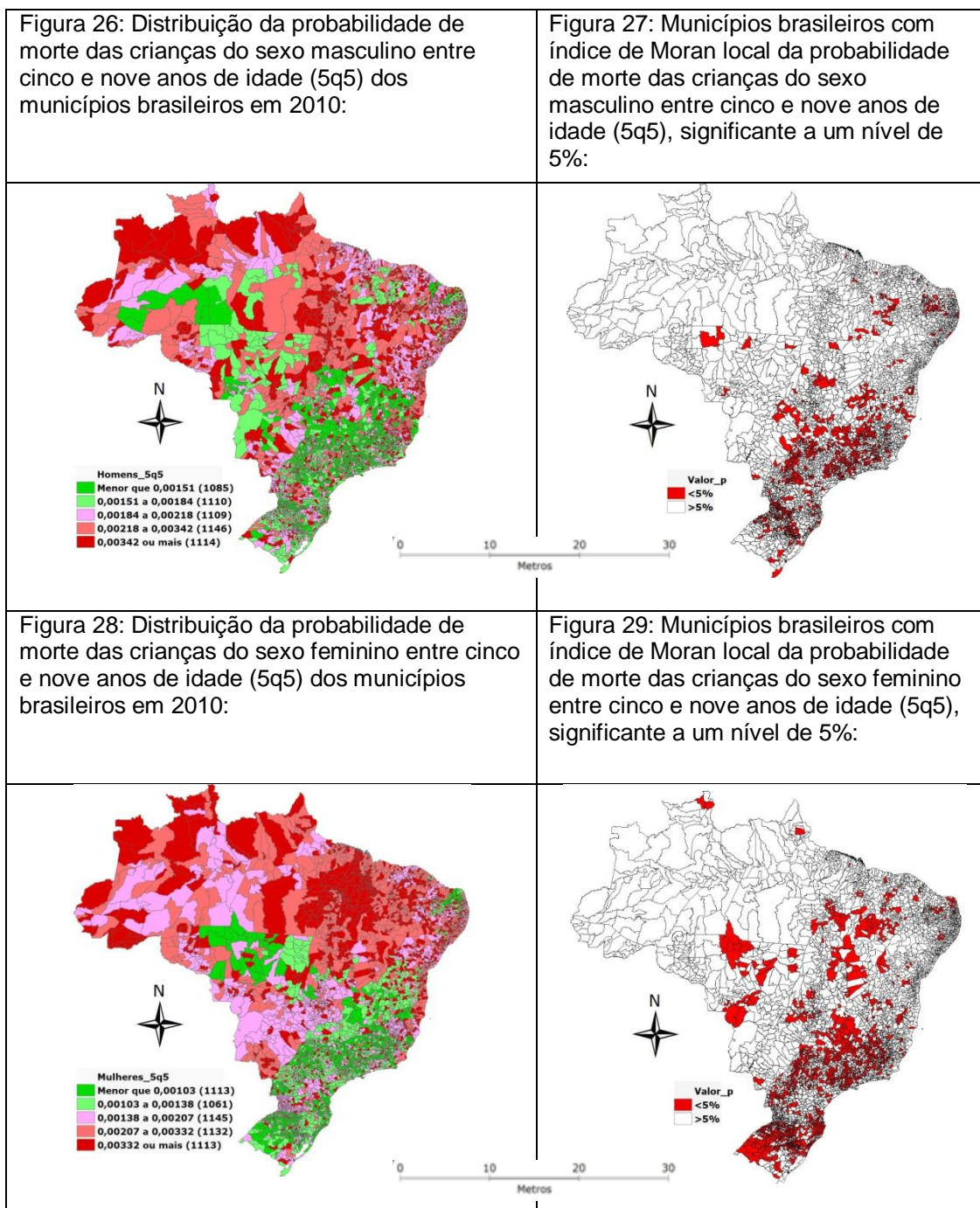
Fonte: Elaboração própria com base nos dados do SIM/DATASUS e SIDRA/IBGE.

Probabilidades de morte entre 5 e 9 anos:

A probabilidade de morte de crianças entre 5 e 9 anos tem índice de Moran global baixo, 0,03 para os homens e 0,06 para as mulheres, apontando para uma fraca auto-correlação espacial da probabilidade de morte entre 5 e 9 anos. Mesmo assim o índice foi significativo em ambos os sexos (Apêndice 3). As áreas com padrão espacial local para o sexo masculino estão quase que totalmente restritas às regiões Sul e Sudeste (Figura 27). Já para o sexo feminino essas áreas adentram um pouco mais nas Regiões Norte e Nordeste (Figura 29).

O padrão espacial da probabilidade de morte de crianças do sexo masculino entre 5 e 9 anos mostra que os municípios das Regiões Sul e Sudeste em sua maioria apresentam probabilidades baixas. Já os municípios das demais regiões apresentam probabilidades altas, exceto a parte mais central da Amazonas, Mato Grosso, Goiás e algumas áreas do Maranhão, Ceará e Rio Grande do Norte (Figura 26).

Para as crianças do sexo feminino, a probabilidade de morte entre os 5 e 9 anos tem padrão espacial semelhante ao masculino, porém com um contraste mais nítido entre as Regiões Sul e Sudeste comparando com as demais. Nos municípios destas duas regiões, a probabilidade de morte é baixa, enquanto que nas demais regiões é predominantemente mais alta (Figura 28).

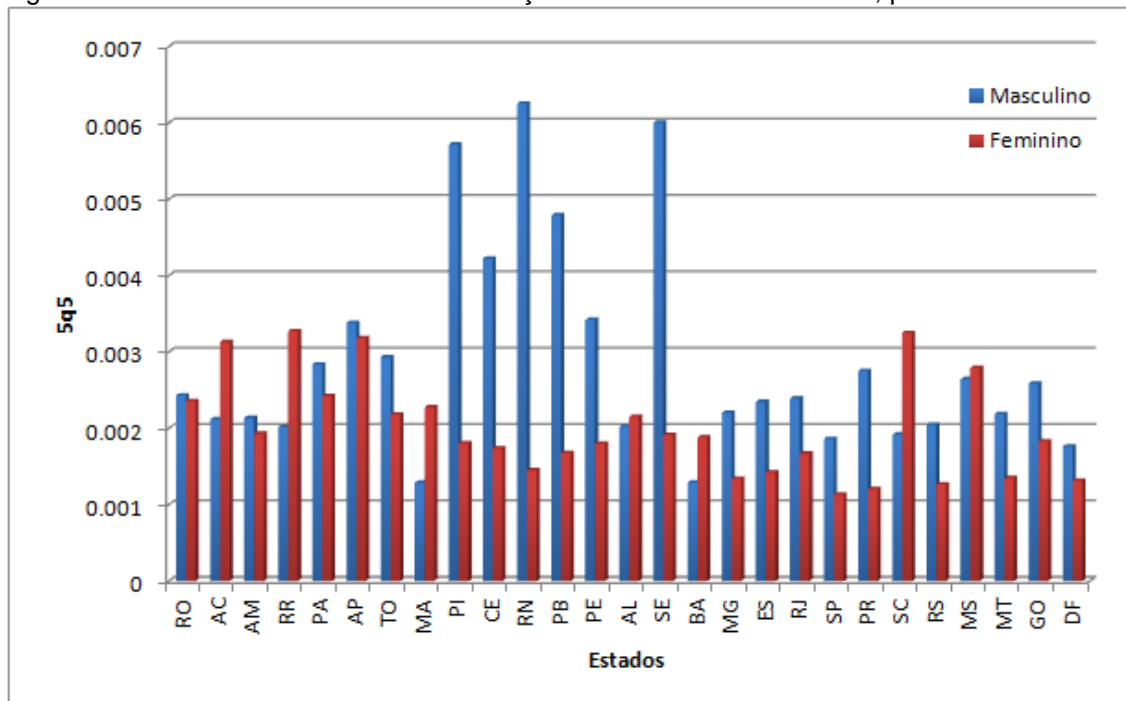


Fonte: Elaboração própria com base nos dados do SIM/DATASUS e SIDRA/IBGE.

Na probabilidade de morte das crianças entre 5 e 9 anos não há uma predominância por sexo, em alguns estados a probabilidade é maior entre os homens e em outros entre as mulheres. Os estados com maior probabilidade de morte as crianças do sexo masculino são os do Nordeste, sendo a maior probabilidade observada no Rio Grande do Norte. Apesar disso, a menor probabilidade também é observada em um estado da região Nordeste, o Maranhão. Entre as mulheres as maiores probabilidades ocorrem nos estados de Santa

Catarina e Roraima. A maior probabilidade de morte observada entre as meninas dessa idade ocorre em São Paulo (Figura 30).

Figura 30: Probabilidade de morte das crianças entre 5 e 9 anos em 2010, por sexo e estado:

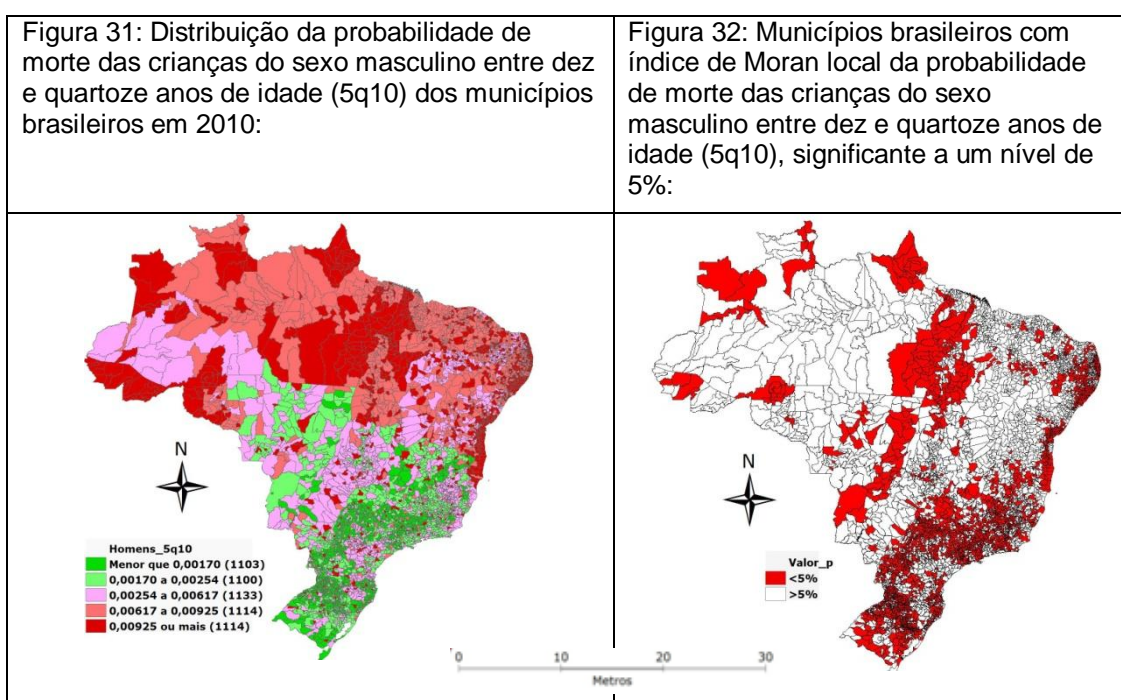


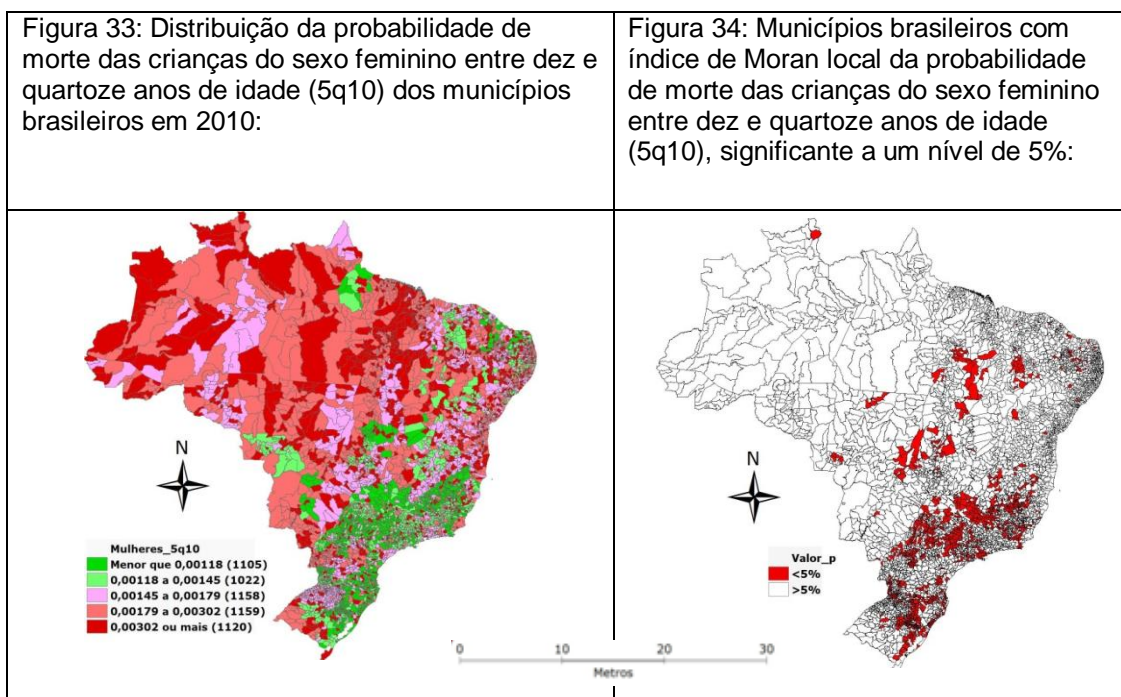
Fonte: Elaboração própria com base nos dados do SIM/DATASUS e SIDRA/IBGE.

Probabilidades de morte entre 10 e 14 anos:

A probabilidade de morte entre 10 e 14 anos tem o maior índice de Moran global do estudo, observado entre as crianças do sexo masculino, 0,39, o que aponta para uma forte correlação entre a localização geográfica do município e a probabilidade de morte. Já entre as crianças do sexo feminino a índice de Moran global é de 0,03, mostrando uma fraca auto-correlação espacial da probabilidade de morte das crianças do sexo feminino entre 10 e 14 anos. Mesmo com essa fraca auto-correlação da probabilidade de morte feminina, ambos os índices foram significativos a 1% (Apêndice 3). Analisando o índice de Moran local, é possível observar que áreas com padrão espacial local significativo se estendem além das Regiões Sul e Sudeste, chegando aos Estados do Mato Grosso, Pará, Tocantins e Amapá e a algumas regiões da Bahia, Sergipe, Pernambuco, Alagoas e Paraíba (Figura 32). Já a probabilidade de morte das crianças do sexo feminino apresenta padrão tem suas áreas de padrão espacial local significativo quase que totalmente restritas as regiões Sul e Sudeste (Figura 34).

A probabilidade dos homens morrerem entre 10 e 14 anos tem o padrão espacial mais bem definido do estudo, onde passando uma linha diagonal na qual abaixo fiquem o Sul, Sudeste, Centro-Oeste e a parte mais ao sul da região Norte, e acima o Nordeste e a parte restante do Norte. Abaixo da linha a probabilidade de morte é baixa, quanto mais ao Sul, menor ela é, já acima da linha a probabilidade é alta (Figura 31). Enquanto que o padrão feminino, tendo comportamento semelhante as outras idades infanto-juvenis, probabilidade mais baixa predominantemente nas Regiões Sul e Sudeste e mais alta no Norte e Nordeste, havendo exceções de algumas áreas nesta última região, nas quais a probabilidade de morte é baixa (Figura 33).

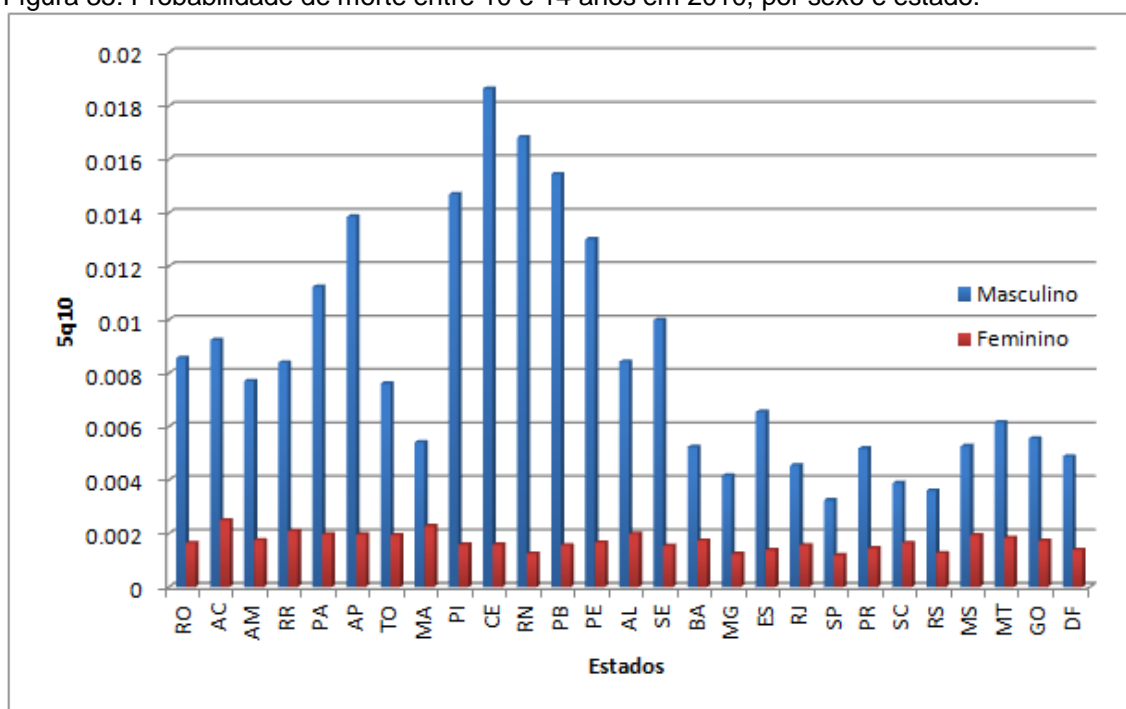




Fonte: Elaboração própria com base nos dados do SIM/DATASUS e SIDRA/IBGE.

Entre as crianças e adolescentes de 10 a 14 anos, a probabilidade de morte masculina é maior que a feminina. Dado a diferença entre as probabilidades dos dois sexos, pode-se levantar a hipótese de já a partir dessa idade as causas externas, que vitimam principalmente os homens, estarem influenciando os níveis de mortalidade. Novamente os estados do Norte e principalmente do Nordeste, se destacam com as maiores probabilidades, a maior de todas foi observada no Ceará. A menor de probabilidade observada foi a do estado de São Paulo. Entre as adolescentes do sexo feminino, a maior probabilidade ocorreu no Estado do Acre e a menor em São Paulo (Figura 35).

Figura 35: Probabilidade de morte entre 10 e 14 anos em 2010, por sexo e estado:



Fonte: Elaboração própria com base nos dados do SIM/DATASUS e SIDRA/IBGE.

5. RESULTADOS MORTALIDADE GERAL

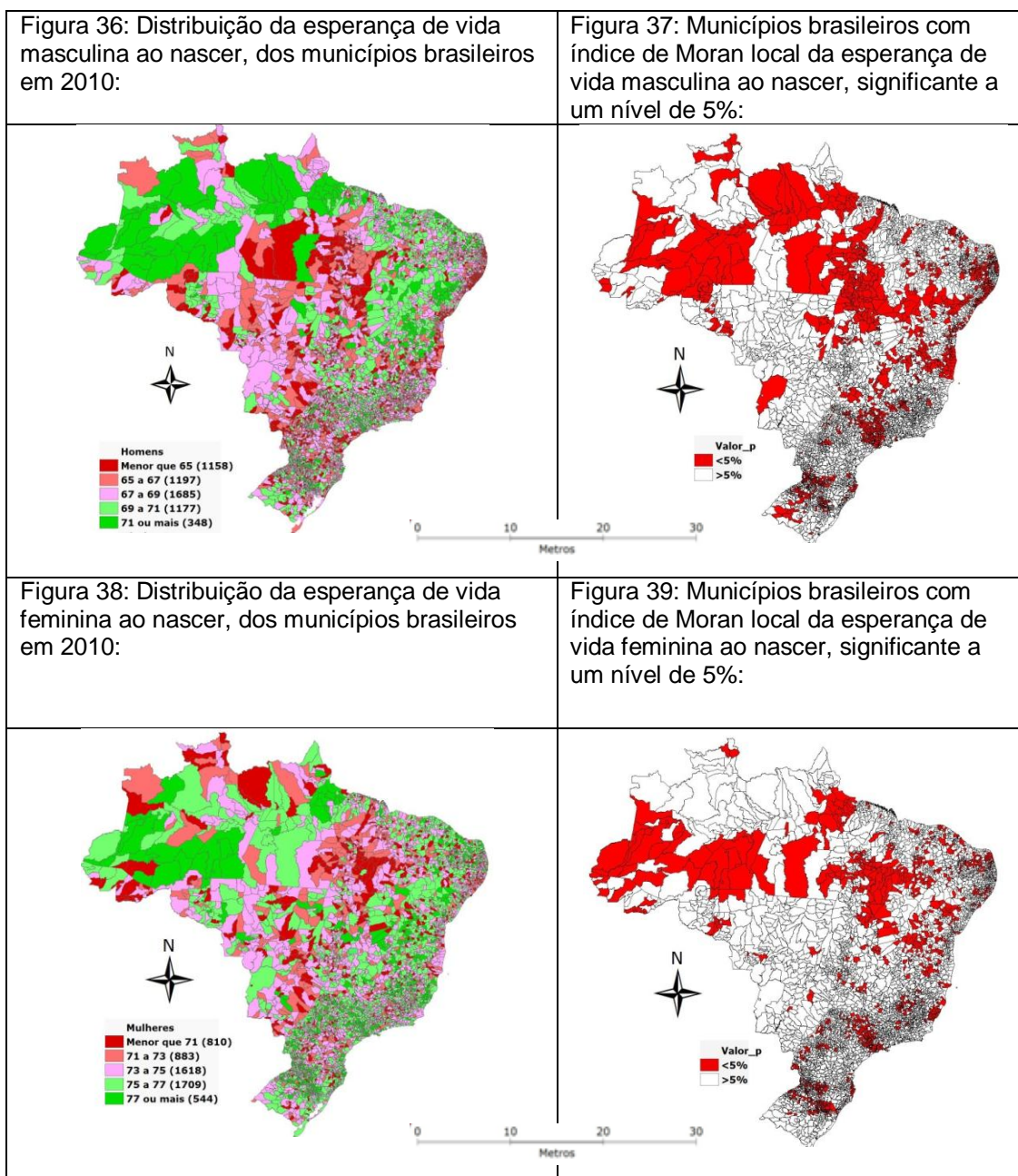
Esta seção apresenta os resultados considerando os óbitos de todas as faixas etárias, inclusive a curva completa de mortalidade compatibilizada. São apresentadas as esperanças de vida ao nascer de todos os municípios brasileiros para o ano de 2010 e o índice de Moran global e local, buscando identificar possíveis padrões espaciais. Outra análise feita é a aplicação de uma análise de conglomerados espaciais, através do módulo skater do terraview¹², juntando em grupos os municípios com comportamento da mortalidade semelhantes entre si e que tenham proximidade espacial, buscando assim definir padrões de mortalidade para o país.

Nos Anexos são apresentados os l_x (sobreviventes a idade x , para x igual a 0,1,5,10,...,75 e 80) da tabela de sobrevivência, com os óbitos corrigidos, para cada município brasileiro, segundo o sexo, organizados por estado, possibilitando assim a reprodução de todos os resultados apresentados neste trabalho.

O índice de Moran global da esperança de vida ao nascer é de 0,28 para os homens e de 0,12 para as mulheres, sendo ambos significativos a 1%, indicando assim a existência de um padrão espacial desse indicador (Apêndice 3). Analisando o índice de Moran local é possível observar que nas Regiões Norte e Nordeste há diversas áreas com padrão espacial local significativo, tanto para os homens, quanto para as mulheres (Figuras 37 e 39).

Analisando as esperanças de vida ao nascer obtida pela junção dos dois métodos utilizados neste trabalho, é encontrado um padrão um pouco diferente do apontado pelo Atlas do desenvolvimento humano no Brasil 2013, uma das poucas publicações que trabalha as estimativas de mortalidade a nível municipal. Os resultados deste trabalho mostram uma quantidade maior de municípios com esperanças de vida altas nas regiões do Norte e Nordeste, o que não é observado nos resultados do Atlas. No Atlas é nítido o padrão espacial da esperança de vida aumentando em direção ao Sul (Anexo 2), tendência também observada neste trabalho, porém menos explícita (Figuras 36 e 38).

¹² O TerraView é um software gratuito que possibilita a manipulação e apresentação de dados geográficos. Os dados podem ter formato vetorial (pontos, linhas e polígonos) ou ainda matricial (grades e imagens). Disponível em: www.dpi.inpe.br/terraview



Fonte: Elaboração própria com base nos dados do SIM/DATASUS e SIDRA/IBGE.

Padrão de Mortalidade Masculina brasileiro:

A metodologia de análise de conglomerados espaciais sugere uma divisão da mortalidade brasileira masculina em seis grupos. Os resultados estão apresentados nas Figuras 40 e 41.

O grupo 1 que se estende por três regiões Centro-Oeste, Sudeste e Sul, apresenta mortalidade mais baixa para todos os grupo etários entre 0 e 35 anos, porém tem a mortalidade idosa mais alta, característica comum ao padrão de

mortalidade do Sul e Sudeste. Esse grupo 1 é denominado de **Padrão Centro-Sul**. O grupo 2 é formado pela parte do Sudeste que não está no grupo 1, Minas Gerais e Espírito Santo, somada a parte mais ao Sul da Bahia, esse grupo tem a mortalidade infantil um pouco mais alta que o grupo 1, o que também ocorre na mortalidade adulta, já na mortalidade entre os mais idosos o grupo 1 tem probabilidade mais alta que este. Este é o **Padrão extremo-sudeste**. O grupo 3, o **Padrão Central**, localizado na região geograficamente mais central do país, é formado pelo Estado de Tocantins, com a junção de alguns municípios de Goiás e Mato Grosso, esse grupo tem a mortalidade mais alta entre os menores de 1 ano e a mais baixa entre as pessoas com mais de 75 anos. O grupo 4 que abrange quase o Nordeste todo, com exceção do litoral de Sergipe ao Rio Grande do Norte, apresenta mortalidade infantil alta, ficando atrás apenas do grupo 3, e mortalidade idosa baixa. É o **Padrão Nordeste**. A parte do Nordeste que não está no grupo 4, forma o grupo 5, partindo do litoral do Estado de Sergipe, passando por Alagoas, Paraíba e Pernambuco, chegando até o litoral potiguar, esse grupo tem mortalidade alta em todas as idades, em quase todas as faixas etárias é o que apresenta maior probabilidade de morte. A mortalidade alta a partir dos 40 anos justifica as diferenças do padrão de mortalidade do restante da Região Nordeste. É o **Padrão Nordeste-litorâneo**. O sexto e último grupo, é o **Padrão Norte**, concentrado na Região Norte, apresenta mortalidade infantil alta e tem mortalidade mais baixa entre as pessoas de 40 a 60 anos (Figura 40 e 41).

Padrão de Mortalidade feminina brasileira:

A mortalidade feminina brasileira apresenta quatro padrões, sendo dois grandes grupos que abrangem quase o território nacional todo e dois menores, mas não menos importantes. O grupo 1, que é formado por quase todo o Nordeste e grande parte do Norte, apresenta mortalidade infantil alta e mortalidade adulta baixa, se comparado aos demais, características inerentes das duas regiões que o formam. Este grupo é denominado de **Padrão Nordeste – Alto Norte**. Já o grupo 2, formado pelos municípios do Nordeste que não ficaram no grupo 1, basicamente composto pelos Estados de Alagoas, Pernambuco e Paraíba, tem mortalidade infantil um pouco mais baixo que o grupo 1, porém com a mortalidade idosa alta, sendo menor apenas que a do grupo 3. Este é o **Padrão Nordeste - Oriental**. Formado pelos

Estados do Tocantins e Pará, com alguns municípios de Goiás e Mato Grosso, o grupo 3 apresenta as maiores probabilidades de morte para quase todas as idades, sendo as exceções as faixas etárias 60 e 70 anos, na quais as pessoas do grupo 2 tem maior probabilidade de morte. O grupo 3 é o **Padrão Central**. O grupo 4 que se estende desde a região Sul, passando por quase todo o Sudeste, com exceção de parte do Estado de Minas Gerais, pelo Centro-Oeste (exceto Brasília) e chegando até a alguns municípios do Amazonas, incluindo também os Estados do Acre e Roraima, tem as menores probabilidades de morte dos grupos etários abaixo de 55 anos. A presença Sul e Sudeste, explica o padrão de mortalidade do grupo, regiões em que as probabilidades de morte infanto-juvenil e adulta são baixas. O grupo 4 é o **Padrão Sul - Baixo Norte**. Os padrões Nordeste – Alto Norte e Nordeste – Oriental, tem comportamento semelhante, no que diz respeito a mortalidade adulta, começando a se diferenciar apenas a partir dos 35 anos. As diferenças apresentadas nos dois extremos da curva de mortalidade das regiões mostra o motivo pelo qual as duas não formaram um único grupo (Figura 42 e 43).

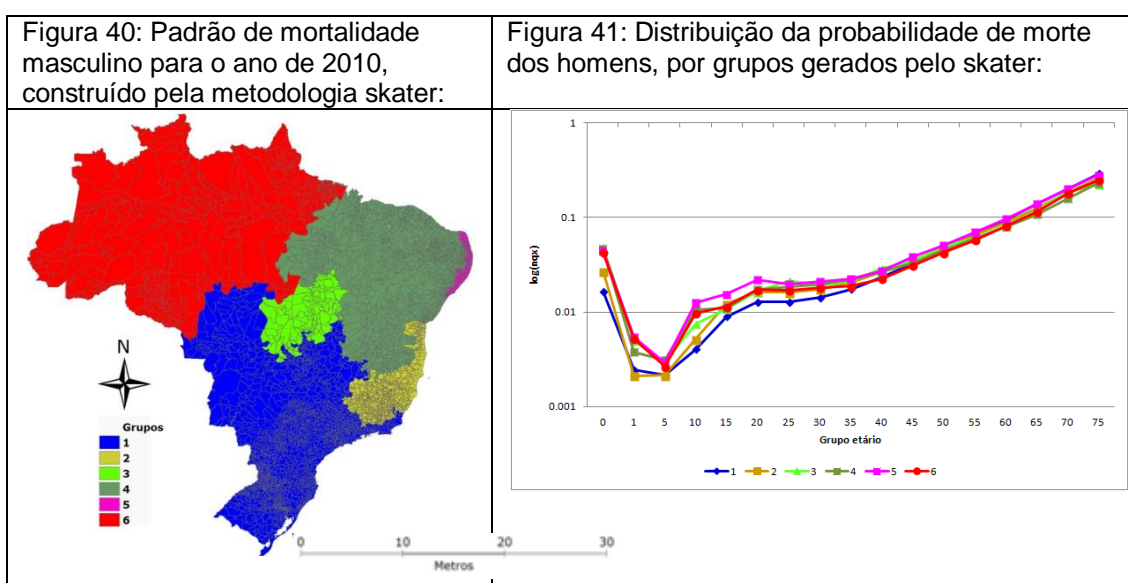


Figura 42: Padrão de mortalidade feminino para o ano de 2010, construído pela metodologia skater:

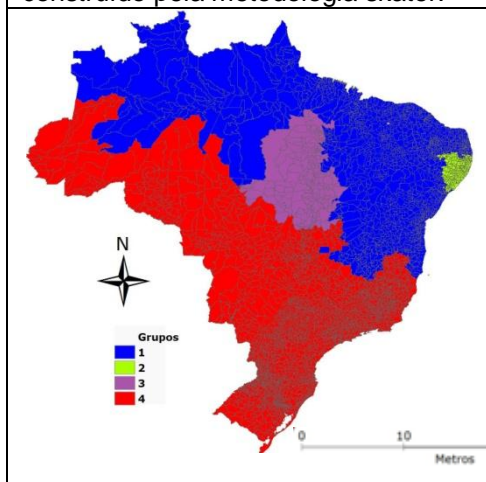
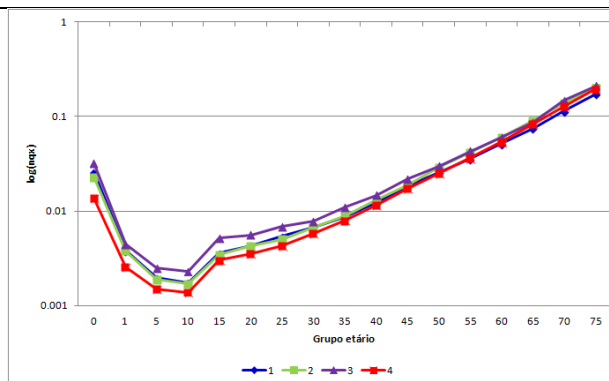


Figura 43: Distribuição da probabilidade de morte das mulheres, por grupos gerados pelo skater:



Fonte: Elaboração própria com base nos dados do SIM/DATASUS e SIDRA/IBGE.

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS E DISCUSSÃO

Os padrões espaciais encontrados para a qualidade dos dados de mortalidade adulta confirmam os resultados já apresentados por outras referências, como Agostinho (2009), IBGE (2009), Queiroz (2012) e IBGE (2013), onde as Regiões Sul e Sudeste apresentam melhor qualidade dos dados, enquanto que as Regiões do Norte e Nordeste mostram qualidade inferior às demais.

É necessário ressaltar que em 9,52% dos municípios brasileiros, nem a metade dos óbitos das mulheres adultas é registrado, para os homens isso ocorre em 7,78% das cidades do país. Já os municípios com grau de cobertura de óbitos acima de 90% é de apenas 17,25% para o sexo masculino e 16,12% para o sexo feminino. Outra informação relevante encontrada, é que nas idades adultas, os dados de óbitos tem melhor qualidade entre os homens, o que pode ser explicado pelo fato dos óbitos por causas externas, que tem maior incidência nos homens, serem melhor registrados (IBGE, 2003).

O grau de cobertura dos óbitos de crianças menores de 1 ano estimados neste trabalho para as grandes regiões do país, são próximos aos encontrados por IBGE (2013). O único caso em que é observada uma diferença de mais de 5%, é para as crianças do sexo feminino das regiões Norte e Nordeste, o IBGE estima em 48% e 42,5%, respectivamente, enquanto que as estimativas deste trabalho são de aproximadamente 55% para as duas regiões. Porém analisando os demais grupos etários infanto-juvenis (1 a 4 anos, 5 a 9 anos e 10 a 14 anos) são encontradas algumas discrepâncias, as regiões Sul e Sudeste, por exemplo, apresentaram resultados inferiores aos encontrados por IBGE (2013). Considerando o país como um todo, os graus de cobertura estimados foram inferiores aos de IBGE (2013). Os graus de cobertura que ficaram aquém do esperado, podem estar indicando a necessidade de mudanças nas escolhas das curvas de mortalidade padrões utilizadas nos modelos de regressões.

IBGE (2013) considera que o grau de cobertura dos óbitos de pessoas com 1 ano ou mais é constante, apesar de ser uma suposição adotada por diversos trabalhos na área, os resultados encontrados neste trabalho mostram que não parece ser uma boa hipótese.

Independente do sexo, as probabilidades de morte infanto-juvenil mostram um padrão claro, onde as probabilidades mais altas ocorrem nas regiões Norte e Nordeste, enquanto que as mais baixas são observadas nas Regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste, o que confirma resultados já mostrados anteriormente por Simões (2002). Já para a probabilidade de morte adulta, entre 15 e 60 anos, esse padrão observado na mortalidade infanto-juvenil não se repete, nas regiões Norte e Nordeste há diversas áreas com probabilidade de morte baixa e nas regiões Sul e Sudeste, surgem diversos municípios com probabilidades altas. Isso se dá pela maior incidência das causas externas nas regiões Sul e Sudeste, aumentando assim a probabilidade dos homens nessa idade.

As metodologias utilizadas neste trabalho sugerem uma divisão da mortalidade masculina em seis regiões com padrões de mortalidade diferentes, já para as mulheres é sugerido quatro padrões. Esses resultados conservam alguns padrões regionais, mas também quebram outros, como a região amazônica ficar junto com o Sul e Sudeste no padrão da mortalidade feminina e o Nordeste ser recortado por um segundo padrão, apresentando algumas áreas que tem o comportamento da mortalidade diferente do restante da região, o que ocorre tanto para os homens, quanto para as mulheres. Outro ponto relevante foi o Estado do Tocantins, que somado a alguns municípios de outros estados vizinhos, forma um padrão diferente da região a qual pertence.

Fernandes (1984) define a morte como o “destino inexorável, comum a todos os seres humanos, a não ser pela improvável descoberta da mítica fonte da eterna juventude...”. Diante dessa importância da morte, que provavelmente seja o segundo evento mais importante para um ser vivo, ficando atrás apenas do nascimento, o trabalho não objetivou descobrir a fonte da juventude e tornar a vida eterna, mas possibilitar conhecer melhor e verdadeiramente o comportamento da mortalidade e assim ter subsídios para prorrogar ao máximo a ocorrência deste “evento singular e inevitável” (FERNANDES, 1984).

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AGOSTINHO, C.S. Estudo sobre a mortalidade adulta, para Brasil entre 1980 e 2000 e Unidades da Federação em 2000: uma aplicação dos métodos de distribuição de mortes. Tese (Doutorado em Demografia) - Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional. Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2009. Disponível em: <<http://www.cedeplar.ufmg.br/>>. Acesso em: 5 fev. 2013.
- AGOSTINHO, C. S.; Queiroz , B. L. Estimativas da mortalidade adulta para o Brasil no período 1980/2000: uma abordagem metodológica comparativa. In: XVI Encontro Nacional de Estudos de População. Anais. Caxambu, Abep, 2008.
- ALVES, J. E. D. . A transição demográfica e a janela de oportunidade. Braudel Papers (Ed. português. Online), v. 1, p. 1-13, 2008.
- ALVES, J. E. D. A Polêmica Malthus versus Condorcet reavaliada à luz da transição demográfica. Rio de Janeiro : Escola Nacional de Ciências Estatísticas, 2002.
- BACCI M. L. La demografia contemporânea: hacia El orden y La eificiencia. In: Bacci M. L. Historia mínima de La población mundial. 1ª Ed em Biblioteca de Bosililo. Criticam S.L.: Barcelona. May, 2009. P197-269.
- BAHR, J. El modelo de la "transición demográfica" y el desarrollo reciente de la fertilidad en la población de Alemania Federal. En: Revista de Geografia Norte Grande Nº 10.: 17-29. 1983.
- BENNETT, N. G.; HORIUCHI, S. Estimating the completeness of death registration in a closed population. Population Index, vol.47, n.2, 1981.
- BÍBLIA. Português. Bíblia sagrada. São Paulo: Paulus, 1990. Edição Pastoral.
- BRASS, William. Methods for estimating fertility and mortality from limited and defective data. Chapel Hill: The University of North Carolina at Chapel Hill, Carolina Population Center, 1975.
- BRITO, F. Transição demográfica e desigualdades sociais no Brasil. Revista Brasileira de Estudos de População, v. 25, n. 1, p. 5-26, jun. 2008.
- BRITO, F. ; Carvalho, J.A.M. ; BAENINGER R; TURRA, C. M. ; QUEIROZ, B. L. . A Transição Demográfica e as Políticas Sociais no Brasil: Crescimento Demográfico, Transição da Estrutura Etária e Migrações Internacionais. Belo Horizonte- MG, 2007.

CADWELL, J. C. Old and new factors in health transitions. Health Transition Review, vol.2, 1992.

CARLSSON, G. The Decline of Fertility: Innovation or Adjustment Process. IN: Population Studies, Vol. 20, No. 2 p. 149-174, 1966.

CARVALHO, J. A. de. Crescimento populacional e estrutura demográfica no Brasil: Belo Horizonte: UFMG/Cedeplar, 2004.

CARVALHO, J. A. M. de. SAWYER, D. O. & RODRIGUES, R. do N. Introdução a alguns conceitos básicos e medidas em demografia: Belo Horizonte: Série Textos didáticos N. 1 ABEP, 1994. 63P. (ou Segunda Edição, 1998).

CARVALHO, J. A. M.; WONG, L. L. R. A transição da estrutura etária da população brasileira na primeira metade do século XXI. Cadernos de Saúde Pública, v. 24, p. 597-605, 2008

CARVALHO, J. A. M; SAWYER, D. O. . Diferenciais de Mortalidade no Brasil. IN: I Encontro Nacional de Estudos Populacionais, 1978, Campos do Jordão. Anais do I Encontro de Estudos Populacionais. Belo Horizonte: ABEP, 1978. P. 231-255.

CAVALINI, L. T.; PONCE DE LEON, A. C. M.. Sistemas de informação em saúde do Brasil: informações incompletas e estratégias de correção. In: XI Congresso Brasileiro de Informática em Saúde, 2008, Campos do Jordão. Anais do XI Congresso Brasileiro de Informática em Saúde, 2008.

CERQUEIRA, C. A.; GIVISIEZ, G. H. N.. Conceitos básicos em demografia e dinâmica demográfica brasileira. In: Eduardo Luiz G. Rios-Neto; Juliana de Lucena Ruas-Riani. (Org.). Introdução à demografia da educação. 1ed.Campinas: Associação Brasileira de Estudos Populacionais - ABEP, 2004, v. , p. 13-44.

CHAKIEL, J. La investigacion sobre causas de morte en la América Latina. Notas de Poblacion, Santiago, Chile, n. 44, p.9-30, ago. 1987.

COALE, A.J. & DEMENY, P. Regional Model Life Tables and Stabel Populations. Princeton, New Jersey : Princeton University Press, 1966.

FERNANDES, D. M. Diferenciais de mortalidade segundo instrução: regiões metropolitanas – Brasil – 1970. In: Encontro Nacional de Estudos Populacionais, 4, 1984, Águas de São Pedro. Anais. São Paulo: ABEP, 1984. v. 2, p. 643-660.

FRANÇA, E.; ABREU, D.; RAO, C.; LOPEZ, A. Evaluation of cause of death statistics for Brazil, 2002-2004. *International Journal of Epidemiology*, v. 37, n. 4, 2008.

FREIRE, F.H. M. A. Projeção populacional para pequenas áreas pelo método das componentes demográficas usando estimadores bayesianos espaciais. 2001.129 f. Tese (Doutorado em Demografia) - Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2001. Disponível em: <<http://www.cedeplar.ufmg.br/>>. Acesso em: 10 mai. 2013.

FREIRE, F.H.; ASSUNÇÃO, R.M. Intervalo de confiança para a taxa de fecundidade total de pequenas áreas. In: Encontro Nacional de Estudos Populacionais, 11,1998. Caxambu. Anais. Belo Horizonte: ABEP, 1998. Disponível em: <<http://www.abep.org.br/>>. Acesso em: 10 mai. 2013.

FREIRE F. H M A. QUEIROZ, B. L. LIMA, E. C., GONZAGA M. R SAWYER D. O. Estimativas de Mortalidade Para Pequenas Áreas no Brasil: a aplicação de uma nova metodologia através da combinação de métodos demográficos e estatísticos (PROJETO DE PESQUISA). Edital Ciências Humanas, Sociais e Sociais Aplicadas – CNPq – 2011. Chamada MCTI /CNPq /MEC/CAPES N ° 07/2011.

FRIAS, P. G.; SZWARCOWALD, CELIA L; DE SOUZA JÚNIOR, P. R. B.; ALMEIDA, W. S.; LIRA P. I. C . Correção de informações vitais: estimação da mortalidade infantil, Brasil, 2000-2009. *Revista de Saúde Pública*, v. 47, p. 1048-1058, 2013.

FRIAS, L. M.; RODRIGUES, P. Brasil: Tábuas-modelo de mortalidade e populações estáveis. Rio de Janeiro: IBGE, 1981. 149 p.

HILL, K. Estimating census and death registration completeness. *Asian and Pacific Population Forum*, v. 1, n.3, 1987, p.8-13,23,24

HILL, K.; CHOI, Y. Death distribution methods for estimating adult mortality: sensitivity analysis with simulated data errors. Adult mortality in developing countries workshop. The Marconi Center, Marin County, California, July 2004.

HILL, K.; YOU, D.; CHOI, Y. Death Distribution Methods for Estimating Adult Mortality: sensitivity analysis with simulated data errors. *Demographic Research*, vol. 21 (9), pps 235-254 , 2009.

HORTA, C. J. G.; SAWYER, D. O. ; CARVALHO, J. A. M. Ajuste das estruturas de mortalidade para Brasil, Unidades da Federação, Regiões Metropolitanas e Capitais.

In: XV Encontro Nacional de Estudos Populacionais, 2006, Caxambu. XV Encontro Nacional de Estudos Populacionais. Campinas, 2006.

HUMAN MORTALITY DATABASE (HMD). University of California, Berkeley (USA), and Max Planck Institute for Demographic Research (Germany). Available at www.mortality.org or www.humanmortality.de.

IBGE. Evolução e perspectivas da mortalidade infantil no Brasil. Rio de Janeiro, 1999. Disponível em: http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/evolucao_perspectivas_mortalidade/evolucao_mortalidade.pdf Acesso em: 3 mar. 2014

IBGE. Indicadores Sociodemográficos e de Saúde no Brasil 2009. Disponível em: http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/indic_sociosaude/2009/default.shtm Acesso em: 10 mai. 2013.

IBGE. Estatísticas do registro civil 2007. Rio de Janeiro, 2007. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/registrocivil/2007/default.shtm>. Acesso em: 1 jun. 2013

IBGE. Estatísticas do registro civil 2008. Rio de Janeiro, 2008. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/registrocivil/2008/default.shtm>. Acesso em: 5 jun. 2013.

IBGE. Estatísticas do Registro Civil 2009. Rio de Janeiro, 2009. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/registrocivil/2009/default.shtm>. Acesso em: 1 jun. 2013.

IBGE. Estatísticas do Registro Civil 2011. Rio de Janeiro, 2011. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/registrocivil/2009/default.shtm>. Acesso em: 20 jun. 2013.

IBGE. Tábuas Abreviadas de Mortalidade por Sexo e Idade: Brasil, Grandes Regiões e Unidades da Federação 2010. Rio de Janeiro, 2013. Disponível em: ftp://ftp.ibge.gov.br/Tabuas_Abrevidadas_de_Mortalidade/2010/tabuas_abreviadas_publicacao_2010.pdf. Acesso em: 6 ago. 2013

JUSTINO, J. R. Estimativas de mortalidade para a Região Nordeste do Brasil em 2010: uma associação do método demográfico equação geral de balanceamento,

com o estimador bayesiano empírico. Dissertação (Mestrado em demografia). Universidade Federal do Rio Grande do Norte, 2013.

LIMA C. R. A, SCHRAMM J. M. A, COELI C. M., SILVA M. E. M. Revisão das dimensões de qualidade dos dados e métodos aplicados na avaliação dos sistemas de informação em saúde. Cad Saúde Pública. 2009; 25: 2095-109.

MARSHALL, R. M. (1991) "Mapping disease and mortality rates using Empirical Bayes Estimators", In Journal of the Royal Statistical Society, Series C: Applied Statistics, Vol. 40, No. 2, pages 283-294. London, England.

MELLO JORGE M. H. P. de, LAURENTI R, GOTLIEB S. L. D. O Sistema de Informação sobre Mortalidade-SIM. Concepção, implantação e avaliação. In: A experiência brasileira em sistemas de informação em saúde. Produção e disseminação sobre saúde no Brasil. Brasília: Ministério da Saúde; 2009. v. 1.p. 71-96.

MELLO JORGE, M. H. P. de; LAURENTI, R.; GOTLIEB, S. L. D. . Análise da qualidade das estatísticas vitais brasileiras: a experiência de implantação do SIM e do SINASC. Ciência & Saúde Coletiva, v. 12, p. 643-654, 2007.

MEMÓRIA, José Maria Pompeu. Breve História da Estatística. Brasília, DF : Embrapa Informação Tecnológica, 2004

NOTESTEIN, F. Population: the long view. In: SCHULTZ, T.W. (Ed.) Food for the world. Chicago: Universit of Chicago Press, 1945.

OLIVEIRA, L.A.P; SIMÕES, C.C.S. O IBGE e as pesquisas populacionais. Rev. bras. estud. popul. vol.22 no.2 São Paulo Jul/Dez. 2005

OMRAM, A. R., 1971. The epidemiologic transition: a theory of the epidemiology of population change. Milbank Memorial Fund Quarterly, 49 (Part 1): 509-538.

PAES, N.A. Model Life Representation for Brazilian Mortality. Center for Population Studies, London School of Higyene and Tropical Medicine, University of London, (Tese de Doutorado), Londres, 1993.

PAES, N. A.; ALBUQUERQUE, M. E. E. Avaliação da qualidade dos dados populacionais e cobertura dos registros de óbitos para as regiões brasileiras. Revista de Saúde Pública, v. 33, n. 1, p. 33-43, 1999.

PAES, N. A. A Geografia da Mortalidade Por Causas de Óbitos no Brasil. IN: XII Encontro Nacional de Estudos Populacionais, 2000, Caxambú/MG. Anais Do XII Encontro da ABEP, 2000.

PAES, N. A. Avaliação da cobertura dos registros de óbitos dos Estados brasileiros em 2000. Revista de Saúde Pública, v. 39, n. 6, p. 882-890, 2005.

QUEIROZ, Bernardo Lanza; SAWYER, D. O que os dados de mortalidade do censo de 2010 podem nos dizer? Revista Brasileira de Estudos de População, v. 29, p. 225-238, 2012.

PRESTON, S. H., COALE, A. J., TRUSSELL, J. & MAXINE, W. Estimating the completeness of reporting of adult deaths in populations that are approximately stable. Population Studies, v.46, n. 2, p.179-202, 1980.

QUEIROZ, B. L. LIMA, E. C. FREIRE F. H M A., GONZAGA M. R. Adult mortality estimates for small areas in Brazil, 1980–2010: a methodological approach. The Lancet - 17 June 2013 (Vol. 381, Page S120)

QUEIROZ, B.L. Estimativas do grau de cobertura e da esperança de vida para as unidades da federação no Brasil entre 2000 e 2010. In: XVIII Encontro de Estudos de População da ABEP, realizado em Águas de Lindóia, São Paulo, entre 19 e 23 de novembro de 2012.

QUEIROZ, B.L; SAWYER, D.O.T. O que os dados de mortalidade do Censo de 2010 podem nos dizer? R. Bras. Est. Pop., Rio de Janeiro, v. 29, n. 2, p. 225-238, jul./dez. 2012.

RIPSA. Indicadores básicos para a saúde no Brasil: conceitos e aplicações. Versão 2. ed. Brasília, 2008. Disponível em: <<http://tabnet.datasus.gov.br/tabdata/livroidb/2ed/indicadores.pdf>>. Acesso em: 10 mai. 2013.

SANTOS, G. P. Afinal, quantos éramos? Um estudo da mortalidade pretérita na Freguesia da Gloriosa Sant' Anna. 2013. 101f. Dissertação (Mestrado em Demografia) – Universidade Federal do Rio Grande do Norte, Natal-RN, 2013. Disponível em: <http://www.sigaa.ufrn.br/sigaa/public/programa/defesas.jsf?lc=pt_BR&id=5570>. Acesso em: 6 abr. 2014.

SILVA, Lariça Emiliano da. Comparando Métodos de Correção de sub-registro de óbitos para o Estado do Rio Grande do Norte, Monografia de Graduação, UFRN (2009).

SILVEIRA M. H, LAURENTI R. Os eventos vitais: aspectos de seus registros e inter-relações da legislação vigente com as estatísticas de saúde. Rev Saude Publica. 1973;7(1):37-50.

SIMÕES, C. Perfis de saúde e de mortalidade no Brasil: uma análise de seus condicionantes em grupos populacionais específicos. Brasília: Opas; OMS, 2002.

SZWARCWALD, C. L. ; CASTILHO, E. A. . Estimativas da Mortalidade Infantil no Brasil Década de Oitenta: Proposta de Procedimento Metodológico. Revista de Saúde Pública / Journal of Public Health, SÃO PAULO, v. 29, n.6, p. 451-462, 1995.

SZWARCWALD CL, ANDRADE CLT, SOUZA JUNIOR PRB. Estimação da mortalidade infantil no Brasil: o que dizem as informações sobre óbitos e nascimentos do Ministério da Saúde? Cad Saude Publica. 2002;18(6):1725-36

TerraView 4.1.0. São José dos Campos, SP: INPE, 2010. Disponível em: www.dpi.inpe.br/terraview. Acesso em: 10 mai 2013.

UNITED NATIONS. Manual X: Indirect techniques for demographic estimation. United Nations, Department of Economic and Social Affairs. New York: United Nations, 1983. Disponível online em: http://www.un.org/esa/population/publications/Manual_X/Manual_X.htm. Acessado em 20 jan. 2013..

UNITED NATIONS. Methods for estimating adult mortality. New York: United Nations, 2002a. Disponível em: <http://www.un.org/esa/population/publications/adultmort/Complete.pdf>. Acessado em 20 jan. 2013.

VASCONCELOS, A. N. Causas de morte em idosos no Brasil. In: XIV Encontro Nacional de Estudos Populacionais (ABEP), 2004, Caxambu MG. Anais do XIV Encontro Nacional de Estudos Populacionais (ABEP), 2004.

WILMOTH, John; ZUREICK, Sarah; CANUDAS-ROMO, Vladimir; INOUE, Mie; SAWYER , Cheryl. "A flexible two-dimensional mortality model for use in indirect estimation." Population studies 66, no. 1 (2012): 1-28.

WONG, L. R. R.; CARVALHO, J. A. M. O rápido processo de envelhecimento do Brasil: sérios desafios para as políticas públicas. In: Associação Brasileira de Estudos Populacionais. Revista Brasileira de Estudos de População. v.23, n.1. São Paulo: Rebep, 2006.

APÊNDICE

Apêndice 1: ANÁLISE DE REGRESSÃO

A análise de regressão é construída baseada na relação descrita abaixo, onde há um componente sistemático, dado por uma função matemática $f(x)$, que descreve a relação entre o Y (variável resposta ou dependente) e o $X(s)$ (variável (eis) explicativas ou independentes) e um aleatório, dado pelo ε (erro).

$$Y = f(X) + \varepsilon \quad (30)$$

A análise de regressão é uma técnica estatística que tem como principais finalidades medir a relação entre duas ou mais variáveis e prever o valor de uma variável (resposta) baseada na sua relação com as demais variáveis (explicativas) do modelo. A regressão mais simples é a que o modelo é composto por apenas duas variáveis, uma explicativa e uma resposta, já o modelo composto por várias variáveis independentes e apenas uma dependente é a regressão múltipla e o modelo composto por várias variáveis explicativas e várias respostas é conhecido como regressão multivariada. A regressão aplicada neste trabalho será a múltipla.

Modelo de regressão geral é definido como:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{i1} + \dots + \beta_{p-1} X_{i,p-1} + \varepsilon_i \quad i=1,2,\dots,n \quad (31)$$

Onde:

$\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_{p-1}$ são os parâmetros (coeficientes) da regressão

$X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{i,p-1}$ são as variáveis independentes

ε_i é o resíduo ou erro aleatório, com $E(\varepsilon)=0$ e $V(\varepsilon)=\sigma^2$.

O β_0 conhecido como intercepto ou coeficiente linear, representa o valor da interseção da reta de regressão com o eixo dos Y . Não há significado prático para β_0 . Os demais β 's são chamados de coeficientes angulares.

Para saber se a regressão é significativa é aplicado o teste F , que testa se há relação significativa entre a variável resposta e as variáveis explicativas. O teste é feito sob as seguintes hipóteses:

$H_0: \beta_0=\beta_1=\dots=\beta_{p-1}=0$

$H_1: \beta_k \neq 0$ para $k=1,2,\dots,p-1$. Ao menos um dos parâmetros (β 's) é diferente de zero.

$$F^* = \frac{QMR}{QME} \quad (32)$$

Onde rejeita-se H_0 se $F^* > F_{(p-1, n-p)}$.

O coeficiente de determinação múltiplo, representado por R^2 , mede o quanto da variabilidade da variável dependente, as variáveis independentes conseguem explicar. O R^2 varia entre 0 e 1, quando R^2 for igual a 0, consequentemente as variáveis explicativas não são significativas e quando R^2 for igual a 1 o modelo consegue explicar toda a variabilidade da variável resposta. O R^2 é dado por:

$$R^2 = \frac{SQR}{SQT} = 1 - \frac{SQE}{SQT} \quad (33)$$

A cada nova variável independente adicionada ao modelo o R^2 aumenta, sendo assim é melhor utilizar o coeficiente de determinação ajustado pelos graus de liberdade.

$$R^2 = 1 - \frac{\frac{SQE}{n-p}}{\frac{SQT}{n-1}} = 1 - \left(\frac{n-1}{n-p} \right) \frac{SQE}{SQT} \quad (34)$$

Ajustado um modelo é possível prever valores a partir do mesmo, pela fórmula:

$$\hat{Y}_h = b_0 + b_1X_{h1} + \dots + b_{p-1}X_{h,p-1} \quad (35)$$

Onde b_i é a estimativa do modelo para β_i das variáveis que foram estatisticamente significativas no modelo.

Uma das características indesejáveis em um modelo de regressão é a multicolinearidade, ela ocorre quando há correlação entre as variáveis independentes. Quando esse fenômeno ocorre, é necessário identificar as variáveis correlacionadas e escolher apenas uma para fazer parte da regressão. A multicolinearidade provoca distorção nos coeficientes angulares das variáveis correlacionadas, prejudicando a capacidade preditiva do modelo.

Apêndice 2: Comandos software R 2.14.1

```
bancopop=read.table("pop2000fem.csv",header=T,sep=";")
names(bancopop)
attach(bancopop)
bancobit=read.table("Obt2000fem.csv",header=T,sep=";")
names(bancobit)
attach(bancobit)
bankgc=read.table("cobertura_meso_fem_resum.csv",header=T,sep=";")
names(bankgc)
attach(bankgc)
summary(bancobit)
summary(bancopop)
summary(bankgc)
```

```

bankgc2010=bankgc[,c(1,3)]
names(bankgc2010)
attach(bankgc2010)
##### FUNÇÃO-BAYES C/CORREÇÃO DA ÁREA MAIOR #####
bayes=function(bnasc,bpop,bankgc,coluI,coluF){
    NV=matrix(rep(0,(coluF)*length(bnasc[,1])),nrow=length(bnasc[,1]))
    NV=data.frame(NV)

    p=0;a=1;b=0
    for(h in 1:length(bankgc[,1])){ #VAI DE UM ATÉ A QUANTIDADE DE ÁREAS MAIORES
        bnascM=NULL #ZERANDO O BANCO PARA RECEBER OS DADOS DE MUNICIPIOS DE
        OUTRA ÁREA MAIOR
        bpopM=NULL #ZERANDO O BANCO PARA RECEBER OS DADOS DE MUNICIPIOS DE
        OUTRA ÁREA MAIOR
        gc=0 #ZERANDO O GRAU DE COBERTURA
        area=0
        p=p+1
        area=bankgc[p,1]#TENTA CAPTAR O CÓDIGO DA ÁREA MAIOR,OBSERVAR SE A COLUNA COM
        CÓDIGO DA ÁREA MAIOR É MESMO A PRIMEIRA
        bnascM=bnasc[bnasc$cod_meso==area,] #seleciona os dados de uma área maior
        bpopM=bpop[bpop$cod_meso==area,]
        gc=bankgc[bankgc$cod_meso==area,2] #captura o grau de cobertura da área maior
        b=b+length(bpop[bpop$cod_meso==area,1]) #Quantidade de municipios que pertencem a
        área maior

        for(j in coluI:coluF){ #aqui muda a faixa-etária (coluna)."coluI" identifica a coluna da
        primeira faixa etária e "coluF" indica da última
            nasc=NULL
            pop=NULL
            nascv=NULL #nas faixas etárias menores de 10 anos, não
            haverá a correção das mesos

            esp=NULL
            k=NULL
            s2=NULL
            c=NULL
            teta=NULL
            nasc=bnascM[,j]
            pop=bpopM[,j]
            if(j<=(coluI+4)){ #A IDEIA É NÃO CORRIGIR OS DADOS DA ÁREA
            MAIOR PARA OS OBITOS DE MENORES DE 15 ANOS
                esp=(sum(nasc)/sum(pop))*pop #GRAU DE COBERTURA DA AREA MAIOR
            }else{
                esp=((sum(nasc)*(1/gc))/sum(pop))*pop #GRAU DE COBERTURA DA AREA MAIOR
            }
            k=nasc/esp
            s2=sum(pop*((k-1)^2))/sum(pop)
            A=s2-sum(pop/esp)/sum(pop)
            for(i in 1:length(nasc)){
                aux=0
                aux=(A/(A+(1/esp[i])))
                if (A >= 0) {c[i]=aux}
                else {c[i]=0}
            }
        }
    }
}

```

```

        teta[i]=1+c[i]*(k[i]-1)
        nascv[i]=teta[i]*esp[i]
    }
    NV[seq(a,b),j]=pmax(nascv,nasc)#COM A DIVISÃO A FUNÇÃO DÁ COMO RESULTADO O
GRAU DE COBERTURA
    }
    NV[seq(a,b),seq(1,5)]=bnascM[,seq(1,5)]      #IDENTIFICA OS MUNICIPIOS
    a=b+1
}#FECHA "for" DA ESCOLHA DA ÁREA MAIOR
    return(list(NV))
}
r=bayes(bancobit,bancopop,bankgc2010,6,23)
write.table(r,"C:/Users/Felipe Henrique/Desktop/Rodar/result_fem2000.txt")#antes do txt é necessário colocar o nome que o
arquivo terá.
#COMANDOS PARA A ANÁLISE DE REGRESSÃO:
#MODELOS ESCOLHIDOS
#NORTE E NORDESTE - HOMENS
#DE 0 A 1 ANO:
bankNENOHmenor1=read.table("NE_NO_H_menor1.csv",header=T,sep=";")
completo=lm(Y0_4~.,data=bankNENOHmenor1)
step(completo,data=bankNENOHmenor1,direction="both",trace=FALSE)
modelNE_NO_H_menor1=lm(formula = Y0_4 ~ X15_19+X20_24+X25_29+X30_34, data = bankNENOHmenor1)
summary(modelNE_NO_H_menor1)
#DE 1 A 4 ANOS:
bankNENOH1a4=read.table("NE_NO_H_1a4.csv",header=T,sep=";")
completo=lm(Y1_4~.,data=bankNENOH1a4)
step(completo,data=bankNENOH1a4,direction="both",trace=FALSE)
modelNE_NO_H_1a4=lm(formula = Y1_4 ~ X15_19 + X20_24 + X25_29, data = bankNENOH1a4)#NORTE
modelNE_NO_H_1a4=lm(formula = Y1_4 ~ X35_39+0, data = bankNENOH1a4)#NORDESTE
summary(modelNE_NO_H_1a4)
#DE 5 A 9 ANOS:
bankNENOH5a9=read.table("NE_NO_H_5a9.csv",header=T,sep=";")
completo=lm(Y05_09~.,data=bankNENOH5a9)
step(completo,data=bankNENOH5a9,direction="both",trace=FALSE)
modelNE_NO_H_5a9=lm(formula = Y05_09 ~ X15_19+X20_24+X25_29, data = bankNENOH5a9)#NORDESTE
modelNE_NO_H_5a9=lm(formula = Y05_09 ~ X15_19+0, data = bankNENOH5a9)#NORTE
summary(modelNE_NO_H_5a9)
#DE 10 A 14 ANOS:
bankNENOH10a14=read.table("NE_NO_H_10a14.csv",header=T,sep=";")
completo=lm(Y10_14~.,data=bankNENOH10a14)
step(completo,data=bankNENOH10a14,direction="both",trace=FALSE)
nulo=lm(Y10_14~.,data=bankNENOH10a14)
step(nulo,scope=list(lower=nulo,upper=completo),data=bankNENOH10a14,direction="both",trace=FALSE)
modelNE_NO_H_10a14=lm(formula = Y10_14 ~ log(X15_19)+0, data = bankNENOH10a14)
summary(modelNE_NO_H_10a14)
exp(modelNE_NO_H_10a14$coef)
##### CENTRO-OESTE - HOMENS#####
#DE 0 A 1 ANO:
bankCOHmenor1=read.table("CO_H_menor1.csv",header=T,sep=";")
completo=lm(Y0_4~.,data=bankCOHmenor1)

```

```

nulo=lm(Y0_4~1,data=bankCOHmenor1)
step(nulo,scope=list(lower=nulo,upper=completo),data=bankCOHmenor1,direction="both",trace=FALSE)
modelCO_H_menor1=lm(formula = Y0_4 ~ X30_34+0, data = bankCOHmenor1)
summary(modelCO_H_menor1)
#DE 1 A 4 ANOS:
bankCOH1a4=read.table("CO_H_1a4.csv",header=T,sep=";")
completo=lm(Y1_4~.,data=bankCOH1a4)
nulo=lm(Y1_4~1,data=bankCOH1a4)
step(nulo,scope=list(lower=nulo,upper=completo),data=bankCOH1a4,direction="both",trace=FALSE)
modelCO_H_1a4=lm(formula = Y1_4 ~ X35_39+0, data = bankCOH1a4)
summary(modelCO_H_1a4)
#DE 5 A 9 ANOS:
bankCOH5a9=read.table("CO_H_5a9.csv",header=T,sep=";")
completo=lm(Y05_09~.,data=bankCOH5a9)
nulo=lm(Y05_09~1,data=bankCOH5a9)
step(nulo,scope=list(lower=nulo,upper=completo),data=bankCOH5a9,direction="both",trace=FALSE)
modelCO_H_5a9=lm(formula = Y05_09 ~ X45_49+0, data = bankCOH5a9)
summary(modelCO_H_5a9)
#DE 10 A 14 ANOS:
bankCOH10a14=read.table("CO_H_10a14.csv",header=T,sep=";")
completo=lm(Y10_14~.,data=bankCOH10a14)
step(completo,data=bankCOH10a14,direction="both",trace=FALSE)
modelCO_H_10a14=lm(formula = Y10_14 ~X35_39, data = bankCOH10a14)
summary(modelCO_H_10a14)
nulo=lm(Y10_14~1,data=bankCOH10a14)
step(nulo,scope=list(lower=nulo,upper=completo),data=bankCOH10a14,direction="both",trace=FALSE)
##### SUL E SUDESTE - HOMENS#####
#DE 0 A 1 ANO:
bankSSEHmenor1=read.table("S_SE_H_menor1.csv",header=T,sep=";")
completo=lm(Y0_4~.,data=bankSSEHmenor1)
step(completo,data=bankSSEHmenor1,direction="both",trace=FALSE)
modelS_SE_H_menor1=lm(formula = Y0_4 ~ X40_44+0, data = bankSSEHmenor1)#SUDESTE
modelS_SE_H_menor1=lm(formula = Y0_4 ~ X60_64+0, data = bankSSEHmenor1)#SUL
summary(modelS_SE_H_menor1)
#DE 1 A 4 ANOS:
bankSSEH1a4=read.table("S_SE_H_1a4.csv",header=T,sep=";")
completo=lm(Y1_4~.,data=bankSSEH1a4)
step(completo,data=bankSSEH1a4,direction="both",trace=FALSE)
modelS_SE_H_1a4=lm(formula = Y1_4 ~ X60_64+0, data = bankSSEH1a4)
summary(modelS_SE_H_1a4)
#DE 5 A 9 ANOS:
bankSSEH5a9=read.table("S_SE_H_5a9.csv",header=T,sep=";")
completo=lm(Y05_09~.,data=bankSSEH5a9)
step(completo,data=bankSSEH5a9,direction="both",trace=FALSE)
nulo=lm(Y05_09~1,data=bankSSEH5a9)
step(nulo,scope=list(lower=nulo,upper=completo),data=bankSSEH5a9,direction="both",trace=FALSE)
modelS_SE_H_5a9=lm(formula = Y05_09 ~ X60_64+0, data = bankSSEH5a9)
summary(modelS_SE_H_5a9)
#DE 10 A 14 ANOS:
bankSSEH10a14=read.table("S_SE_H_10a14.csv",header=T,sep=";")

```

```

completo=lm(Y10_14~.,data=bankSSEH10a14)
step(completo,data=bankSSEH10a14,direction="both",trace=FALSE)
modelS_SE_H_10a14=lm(formula = Y10_14 ~ X60_64+0, data = bankSSEH10a14)
summary(modelS_SE_H_10a14)
##### NORTE E NORDESTE - MULHERES #####
#DE 0 A 1 ANO:
bankNENOMmenor1=read.table("NE_NO_M_menor1.csv",header=T,sep=";")
completo=lm(Y0_4~.,data=bankNENOMmenor1)
step(completo,data=bankNENOMmenor1,direction="both",trace=FALSE)
modelNE_NO_M_menor1=lm(formula = Y0_4 ~ X20_24 + X35_39+0, data = bankNENOMmenor1)
summary(modelNE_NO_M_menor1)
#DE 1 A 4 ANOS:
bankNENOM1a4=read.table("NE_NO_M_1a4.csv",header=T,sep=";")
completo=lm(Y1_4~.,data=bankNENOM1a4)
step(completo,data=bankNENOM1a4,direction="both",trace=FALSE)
modelNE_NO_M_1a4=lm(formula = Y1_4 ~ X30_34, data = bankNENOM1a4)
summary(modelNE_NO_M_1a4)
#DE 5 A 9 ANOS:
bankNENOM5a9=read.table("NE_NO_M_5a9.csv",header=T,sep=";")
completo=lm(Y05_09~.,data=bankNENOM5a9)
step(completo,data=bankNENOM5a9,direction="both",trace=FALSE)
modelNE_NO_M_5a9=lm(formula = Y05_09 ~ X20_24, data = bankNENOM5a9)
summary(modelNE_NO_M_5a9)
#DE 10 A 14 ANOS:
bankNENOM10a14=read.table("NE_NO_M_10a14.csv",header=T,sep=";")
completo=lm(Y10_14~.,data=bankNENOM10a14)
step(completo,data=bankNENOM10a14,direction="both",trace=FALSE)
modelNE_NO_M_10a14=lm(formula = Y10_14 ~ X25_29 + X35_39+0, data = bankNENOM10a14)#NORDESTE
modelNE_NO_M_10a14=lm(formula = Y10_14 ~ X20_24, data = bankNENOM10a14)#NORTE
summary(modelNE_NO_M_10a14)
##### CENTRO-OESTE - MULHERES#####
#DE 0 A 1 ANO:
bankCOMmenor1=read.table("CO_M_menor1.csv",header=T,sep=";")
completo=lm(Y0_4~.,data=bankCOMmenor1)
step(completo,data=bankCOMmenor1,direction="both",trace=FALSE)
nulo=lm(Y0_4~1,data=bankCOMmenor1)
step(nulo,scope=list(lower=nulo,upper=completo),data=bankCOMmenor1,direction="both",trace=FALSE)
modelCO_M_menor1=lm(formula = Y0_4 ~ X15_19+0, data = bankCOMmenor1)
summary(modelCO_M_menor1)
#DE 1 A 4 ANOS:
bankCOM1a4=read.table("CO_M_1a4.csv",header=T,sep=";")
completo=lm(Y1_4~.,data=bankCOM1a4)
nulo=lm(Y1_4~1,data=bankCOM1a4)
step(nulo,scope=list(lower=nulo,upper=completo),data=bankCOM1a4,direction="both",trace=FALSE)
modelCO_M_1a4=lm(formula = Y1_4 ~ X50_54+0, data = bankCOM1a4)
summary(modelCO_M_1a4)
#DE 5 A 9 ANOS:
bankCOM5a9=read.table("CO_M_5a9.csv",header=T,sep=";")
completo=lm(Y05_09~.,data=bankCOM5a9)
step(completo,data=bankCOM5a9,direction="both",trace=FALSE)

```

```

modelCO_M_5a9=lm(formula = Y05_09 ~ X50_54+0, data = bankCOM5a9)
summary(modelCO_M_5a9)
#DE 10 A 14 ANOS:
bankCOM10a14=read.table("CO_M_10a14.csv",header=T,sep=";")
completo=lm(Y10_14~.,data=bankCOM10a14)
step(completo,data=bankCOM10a14,direction="both",trace=FALSE)
modelCO_M_10a14=lm(formula = Y10_14 ~ X35_39+0, data = bankCOM10a14)#0.9779
summary(modelCO_M_10a14)
##### SUL E SUDESTE - MULHERES#####
#DE 0 A 1 ANO:
bankSSEMmenor1=read.table("S_SE_M_menor1.csv",header=T,sep=";")
completo=lm(Y0_4~.,data=bankSSEMmenor1)
step(completo,data=bankSSEMmenor1,direction="both",trace=FALSE)
modelS_SE_M_menor1=lm(formula = Y0_4 ~ X30_34 + X40_44+0, data = bankSSEMmenor1)
summary(modelS_SE_M_menor1)
exp(modelS_SE_M_menor1$coef)
#DE 0 A 1 ANO:
bankSSEMmenor1=read.table("S_SE_M_menor1.csv",header=T,sep=";")
bankSSEMmenor1A=bankSSEMmenor1[-c(1,4,7,10,11,12),]
completo=lm(Y0_4~.,data=bankSSEMmenor1A)
step(completo,data=bankSSEMmenor1A,direction="both",trace=FALSE)
modelS_SE_M_menor1=lm(formula = Y0_4 ~X35_39+0, data = bankSSEMmenor1A)#SUDESTE
modelS_SE_M_menor1=lm(formula = Y0_4 ~X60_64+0, data = bankSSEMmenor1A)#SUL
summary(modelS_SE_M_menor1)
#DE 1 A 4 ANOS:
bankSSEM1a4=read.table("S_SE_M_1a4.csv",header=T,sep=";")
bankSSEM1a4=bankSSEM1a4[-c(1,4,7,10,11,12),]
completo=lm(Y1_4~.,data=bankSSEM1a4)
step(completo,data=bankSSEM1a4,direction="both",trace=FALSE)
modelS_SE_M_1a4=lm(formula = Y1_4 ~ X60_64+0, data = bankSSEM1a4)
summary(modelS_SE_M_1a4)
#DE 5 A 9 ANOS:
bankSSEM5a9=read.table("S_SE_M_5a9.csv",header=T,sep=";")
bankSSEM5a9=bankSSEM5a9[-c(1,4,7,10,11,12),]
completo=lm(Y05_09~.,data=bankSSEM5a9)
nulo=lm(Y05_09~1,data=bankSSEM5a9)
step(nulo,scope=list(lower=nulo,upper=completo),data=bankSSEM5a9,direction="both",trace=FALSE)
modelS_SE_M_5a9=lm(formula = Y05_09 ~ X60_64+0, data = bankSSEM5a9)
summary(modelS_SE_M_5a9)
#DE 10 A 14 ANOS:
bankSSEM10a14=read.table("S_SE_M_10a14.csv",header=T,sep=";")
bankSSEM10a14=bankSSEM10a14[-c(1,4,7,10,11,12),]
completo=lm(Y10_14~.,data=bankSSEM10a14)
nulo=lm(Y10_14~1,data=bankSSEM10a14)
step(nulo,scope=list(lower=nulo,upper=completo),data=bankSSEM10a14,direction="both",trace=FALSE)
modelS_SE_M_10a14=lm(formula = Y10_14 ~ X60_64, data = bankSSEM10a14)
summary(modelS_SE_M_10a14)

```


Apêndice 3: Índice de Moran e valor-p das principais estatísticas de mortalidade em 2010, por sexo:

Índice de Moran				
Indicadores	Masculino		Feminino	
	Índice	Valor-p	Índice	Valor-p
${}_1q_0$	0,2649	0,001	0,0811	0,001
${}_4q_1$	0,0669	0,001	0,0644	0,001
${}_5q_5$	0,0325	0,002	0,0565	0,001
${}_5q_{10}$	0,3922	0,001	0,0291	0,002
${}_{45}q_{15}$	0,2562	0,001	0,1452	0,001
Grau de Cobertura	0,1706	0,001	0,1838	0,001
Esperança de Vida	0,2833	0,001	0,1206	0,001

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do SIM/DATASUS e SIDRA/IBGE.

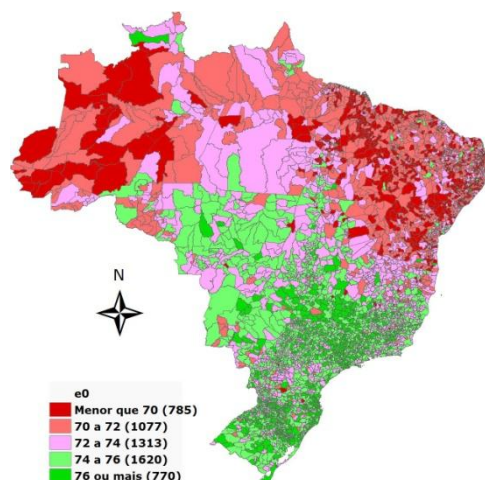
ANEXO

Anexo 1: Série de dados de tabela de vida disponíveis no site do Human mortality database (HMD):

País	Período	País	Período
Alemanha	1990-2011	Islândia	1838-2010
Austrália	1921-2009	Israel	1983-2009
Áustria	1947-2010	Itália	1872-2009
Bélgica	1841-2012	Japão	1947-2012
Bielorrússia	1959-2013	Letônia	1959-2011
Bulgária	1947-2010	Lituânia	1959-2011
Canadá	1921-2009	Luxemburgo	1960-2009
Chile	1992-2005	Noruega	1846-2009
Dinamarca	1835-2011	Nova Zelândia	1948-2008
Eslováquia	1950-2009	Polônia	1958-2009
Eslovênia	1983-2009	Portugal	1940-2012
Espanha	1908-2012	Reino Unido	1922-2011
Estônia	1959-2011	República Checa	1950-2011
EUA	1933-2010	Rússia	1959-2010
Finlândia	1878-2009	Suécia	1751-2011
França	1816-2012	Suíça	1876-2011
Holanda	1850-2009	Taiwan	1970-2010
Hungria	1950-2009	Ucrânia	1959-2009
Irlanda	1950-2009		

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do SIM/DATASUS, SIDRA/IBGE e HMD.

Anexo 2: Distribuição da esperança de vida ao nascer, dos municípios brasileiros em 2010:



Fonte: Atlas do desenvolvimento humano no Brasil 2013

Anexo 3: Estimador Bayesiano Empírico

Desenvolvimento teórico do Estimador Bayesiano Empírico para estimar óbitos esperados por município:

Para aplicação do método as seguintes definições são necessárias:

Assume-se que os óbitos esperados têm uma distribuição Poisson. (36)

$$Ob_i \sim Poisson(Esp_i \cdot \theta_i)$$

Esp_i – Óbitos esperados para o município i , se o risco de um óbito ocorrer no município i é o mesmo que numa área maior (A_r).

$$Esp_i = \frac{Ob_{Ar}}{P_{Ar}} \cdot n_i \quad (37)$$

Onde:

n_i – população no município i ;

Ob_{Ar} - Óbitos observados da área maior A_r ;

P_{Ar} - População da área maior A_r .

θ_i - é o risco de um município i ter mais ou menos óbitos do que os óbitos esperados em i , sob a hipótese de que o risco de morrer neste município é o mesmo que o risco da área maior A_r .

Então:

$$E(Ob_i \setminus \theta_i) = Esp_i \cdot \theta_i \quad (38)$$

O estimador inicial e natural do θ_i é $k_i = \frac{Ob_i}{Esp_i}$ (39)

Assumindo o arcabouço teórico de Marshall (1991), θ_i tem distribuição a priori não especificada com média $E(\theta_i) = m_i$ e $V(\theta_i) = A_i$.

Calculando a esperança e variância de k_i , estimador de θ_i .

ESPERANÇA:

$$E(K_i) = E[E(K_i \setminus \theta_i)] \quad (40)$$

Mas,

$$E(K_i \setminus \theta_i) = E\left[\frac{Ob_i}{Esp_i} \middle| \theta_i\right] = \frac{1}{Esp_i} \cdot E(Ob_i \setminus \theta_i) = \frac{1}{Esp_i} \cdot Esp_i \cdot \theta_i \quad (41)$$

Então

$$E(K_i) = E(\theta_i) = m_i \quad (42)$$

VARIÂNCIA:

$$V(K_i) = V[E(K_i|\theta_i)] + E[V(K_i|\theta_i)] \quad (43)$$

Já foi visto que $E(K_i|\theta_i) = \theta_i$, falta encontrar $V(K_i|\theta_i)$

$$V(K_i|\theta_i) = V\left[\frac{Ob_i}{Esp_i} \middle| \theta_i\right] = \frac{1}{Esp_i^2} \cdot V(Ob_i | \theta_i) \quad (44)$$

Em uma distribuição de Poisson, a variância e a esperança são iguais, logo:

$$V(Ob_i | \theta_i) = E(Ob_i | \theta_i) = Esp_i \cdot \theta_i \quad (45)$$

Então:

$$V(K_i | \theta_i) = \frac{1}{Esp_i^2} \cdot Esp_i \cdot \theta_i \rightarrow V(K_i | \theta_i) = \frac{\theta_i}{Esp_i} \quad (46)$$

Com isso tem-se que:

$$V(K_i) = V(\theta_i) + E\left(\frac{\theta_i}{Esp_i}\right) \rightarrow V(K_i) = A_i + \frac{m_i}{Esp_i} \quad (47)$$

Ficando assim com:

$$E(K_i) = m_i \text{ e } V(K_i) = A_i + \frac{m_i}{Esp_i} \quad (48)$$

Marshall (1991) sugere uma simplificação, na qual a esperança e a variância de θ_i passam a ser constantes para todas as áreas:

$$E(\theta_i) = m \text{ e } V(\theta_i) = A \quad (49)$$

Outro resultado de Marshall (1991), é que o estimador com menor erro quadrático médio para k_i é o estimador bayesiano empírico dado por:

$$\hat{\theta}_i = \hat{m} + \hat{c}_i(k_i - \hat{m}) \quad (50)$$

Onde:

$\hat{\theta}_i$ - Estimador bayesiano empírico

K_i - Estimador inicial

$\hat{m} = \frac{Ob_{Ar}}{Esp_{Ar}}$, que será igual a 1, já que $Ob_{Ar} = \sum_{i=1}^N Ob_i$ e $ESP_{Ar} = \sum_{i=1}^N Esp_i$ sendo

N o número de pequenas áreas, neste caso municípios.

$$C_i = \frac{V(\theta_i)}{V(K_i)} = \frac{V(\theta_i)}{V(\theta_i) + E\left(\frac{\theta_i}{Esp_i}\right)} \rightarrow C_i = \frac{A_i}{A_i + \frac{m_i}{Esp_i}} \quad (51)$$

Como já foi visto adotou-se $E(\theta_i) = m$ e $V(\theta_i) = A$.

Com isso,

$$c_i = \frac{A}{A + \frac{m}{Esp_i}} \text{ e } \hat{c}_i = \frac{\hat{A}}{\hat{A} + \frac{\hat{m}}{Esp_i}} = \frac{\widehat{V(\theta_i)}}{\widehat{V(k_i)}} \quad (52)$$

Ainda é necessário conhecer os estimadores das variâncias de θ_i e K_i , o que equivale a conhecer \hat{A} .

Tomando-se s^2 como sendo a estimativa da variância de k ponderada pelo tamanho da área i , tem-se

$$s^2 = \frac{\sum_{i=1}^N n_i (k_i - m)^2}{n} \quad (53)$$

$n = \sum_{i=1}^N n_i$, em que n_i indica a população da área menor (município) i .

Considere:

$$E(K_i - m)^2 = v(K_i) = A + \frac{m}{Esp_i} \quad (54)$$

Considere ainda:

$$E(s^2) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^N n_i E(K_i - m)^2 \quad (55)$$

Então, substituindo (54) em (55) temos:

$$E(s^2) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^N n_i \cdot \left(A + \frac{m}{Esp_i} \right) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^N \left(n_i A + n_i \frac{m}{Esp_i} \right) \quad (56)$$

$$E(s^2) = \frac{A}{n} \sum_{i=1}^N n_i + \frac{m}{n} \sum_{i=1}^N \frac{n_i}{Esp_i} \quad (57)$$

$$E(s^2) = A + m \sum_{i=1}^N \frac{n_i/n}{Esp_i} \quad (58)$$

Portanto, a partir da expressão da esperança de s^2 tem-se um estimador para A , que é dado por:

$$\hat{A} = s^2 - \hat{m} \sum_{i=1}^N \frac{n_i/n}{Esp_i} \quad (59)$$

Logo,

$$\hat{c}_i = \frac{s^2 - \hat{m} \sum_{i=1}^N \frac{n_i/n}{Esp_i}}{s^2 - \hat{m} \sum_{i=1}^N \frac{n_i/n}{Esp_i} + \frac{\hat{m}}{Esp_i}} \quad (60)$$

Para obter os óbitos estimados para o município i:

$$\widehat{Ob}_i = \widehat{\theta}_i \cdot Esp_i \quad (61)$$

Tabela 5: Probabilidade de morte masculina por faixa etária, para estado e regiões do Brasil, em 2010:

Área	Menor de 1	1 a 4	5 a 9	10 a 14	15 a 19	20 a 24	25 a 29	30 a 34	35 a 39	40 a 44	45 a 49	50 a 54	55 a 59	60 a 64	65 a 69	70 a 74	75 a 79	80 e mais
RO	0,0369	0,0019	0,0024	0,0086	0,0103	0,0184	0,0169	0,0206	0,0185	0,0252	0,0338	0,0453	0,0615	0,0893	0,1336	0,2116	0,2732	1
AC	0,0820	0,0010	0,0021	0,0092	0,0110	0,0118	0,0147	0,0197	0,0219	0,0238	0,0403	0,0471	0,0655	0,0931	0,1241	0,1846	0,2882	1
AM	0,0278	0,0014	0,0021	0,0077	0,0095	0,0159	0,0157	0,0151	0,0182	0,0209	0,0279	0,0397	0,0569	0,0870	0,1100	0,1778	0,2555	1
RR	0,0578	0,0018	0,0020	0,0084	0,0099	0,0141	0,0148	0,0227	0,0198	0,0239	0,0301	0,0457	0,0657	0,0770	0,1233	0,1912	0,2516	1
PA	0,0483	0,0012	0,0028	0,0112	0,0132	0,0192	0,0189	0,0195	0,0199	0,0242	0,0320	0,0421	0,0567	0,0811	0,1136	0,1751	0,2395	1
AP	0,0579	0,0007	0,0034	0,0139	0,0157	0,0188	0,0186	0,0179	0,0187	0,0241	0,0326	0,0427	0,0514	0,0618	0,1118	0,1716	0,2314	1
TO	0,0630	0,0011	0,0029	0,0076	0,0106	0,0181	0,0247	0,0200	0,0227	0,0329	0,0375	0,0555	0,0605	0,0916	0,1295	0,1908	0,2405	1
MA	0,0444	0,0004	0,0013	0,0054	0,0090	0,0161	0,0192	0,0200	0,0214	0,0256	0,0329	0,0430	0,0605	0,0786	0,1098	0,1598	0,2244	1
PI	0,0489	0,0011	0,0057	0,0147	0,0087	0,0144	0,0166	0,0172	0,0209	0,0242	0,0300	0,0424	0,0606	0,0781	0,1060	0,1592	0,2426	1
CE	0,0428	0,0016	0,0042	0,0186	0,0112	0,0174	0,0176	0,0189	0,0215	0,0262	0,0318	0,0419	0,0537	0,0757	0,1008	0,1445	0,2202	1
RN	0,0466	0,0026	0,0063	0,0168	0,0103	0,0137	0,0141	0,0156	0,0203	0,0234	0,0298	0,0423	0,0574	0,0804	0,1113	0,1506	0,2306	1
PB	0,0562	0,0017	0,0048	0,0154	0,0135	0,0201	0,0213	0,0221	0,0240	0,0274	0,0355	0,0536	0,0673	0,0852	0,1181	0,1699	0,2448	1
PE	0,0441	0,0013	0,0034	0,0130	0,0118	0,0190	0,0186	0,0209	0,0221	0,0281	0,0377	0,0472	0,0674	0,0917	0,1317	0,1923	0,2670	1
AL	0,0467	0,0006	0,0020	0,0084	0,0192	0,0294	0,0265	0,0261	0,0273	0,0337	0,0425	0,0547	0,0745	0,0965	0,1315	0,1931	0,2773	1
SE	0,0515	0,0008	0,0060	0,0100	0,0093	0,0166	0,0198	0,0200	0,0237	0,0272	0,0354	0,0518	0,0649	0,0879	0,1267	0,1960	0,2615	1
BA	0,0537	0,0004	0,0013	0,0052	0,0139	0,0194	0,0186	0,0198	0,0214	0,0244	0,0342	0,0455	0,0608	0,0812	0,1094	0,1649	0,2372	1
MG	0,0180	0,0006	0,0022	0,0042	0,0091	0,0135	0,0136	0,0160	0,0199	0,0263	0,0349	0,0481	0,0659	0,0883	0,1257	0,1820	0,2608	1
ES	0,0182	0,0006	0,0023	0,0066	0,0170	0,0200	0,0195	0,0184	0,0206	0,0279	0,0346	0,0461	0,0628	0,0867	0,1267	0,1852	0,2698	1
RJ	0,0180	0,0006	0,0024	0,0046	0,0111	0,0154	0,0152	0,0152	0,0176	0,0234	0,0332	0,0520	0,0752	0,1020	0,1489	0,2082	0,3019	1
SP	0,0165	0,0006	0,0019	0,0032	0,0065	0,0098	0,0103	0,0121	0,0162	0,0220	0,0320	0,0475	0,0666	0,0923	0,1346	0,1933	0,2852	1
PR	0,0148	0,0006	0,0028	0,0052	0,0126	0,0177	0,0166	0,0169	0,0200	0,0244	0,0329	0,0474	0,0655	0,0900	0,1376	0,1997	0,2952	1
SC	0,0141	0,0006	0,0019	0,0039	0,0084	0,0124	0,0112	0,0134	0,0176	0,0231	0,0304	0,0445	0,0625	0,0921	0,1385	0,2086	0,3039	1
RS	0,0140	0,0006	0,0020	0,0036	0,0090	0,0131	0,0139	0,0150	0,0172	0,0240	0,0332	0,0468	0,0687	0,0960	0,1436	0,2090	0,2995	1
MS	0,0207	0,0009	0,0026	0,0053	0,0109	0,0163	0,0147	0,0169	0,0182	0,0270	0,0361	0,0477	0,0670	0,0961	0,1365	0,2092	0,2887	1
MT	0,0205	0,0009	0,0022	0,0062	0,0121	0,0178	0,0169	0,0188	0,0199	0,0266	0,0356	0,0491	0,0676	0,0990	0,1357	0,2020	0,2927	1
GO	0,0195	0,0007	0,0026	0,0056	0,0125	0,0179	0,0176	0,0182	0,0214	0,0244	0,0331	0,0481	0,0691	0,0929	0,1349	0,1942	0,2870	1
DF	0,0160	0,0006	0,0018	0,0049	0,0099	0,0114	0,0106	0,0118	0,0135	0,0171	0,0265	0,0331	0,0474	0,0710	0,1059	0,1602	0,2484	1

Norte	0,0460	0,0013	0,0026	0,0098	0,0118	0,0178	0,0182	0,0187	0,0196	0,0244	0,0322	0,0436	0,0581	0,0841	0,1175	0,1823	0,2487	1
Nordeste	0,0481	0,0010	0,0031	0,0110	0,0121	0,0184	0,0188	0,0200	0,0220	0,0262	0,0343	0,0459	0,0619	0,0829	0,1141	0,1671	0,2410	1
Sudeste	0,0172	0,0006	0,0021	0,0039	0,0085	0,0122	0,0124	0,0139	0,0176	0,0236	0,0331	0,0485	0,0681	0,0932	0,1350	0,1932	0,2819	1
Sul	0,0143	0,0006	0,0023	0,0043	0,0103	0,0147	0,0143	0,0153	0,0184	0,0239	0,0324	0,0465	0,0662	0,0930	0,1404	0,2054	0,2988	1
Centro-Oeste	0,0193	0,0008	0,0024	0,0055	0,0117	0,0164	0,0156	0,0169	0,0191	0,0240	0,0331	0,0458	0,0650	0,0915	0,1313	0,1940	0,2836	1
Brasil	0,0297	0,0008	0,0025	0,0068	0,0104	0,0152	0,0152	0,0164	0,0191	0,0244	0,0332	0,0471	0,0655	0,0899	0,1292	0,1876	0,2722	1

Tabela 6: Probabilidade de morte feminina por faixa etária, para estado e regiões do Brasil, em 2010:

Área	Menor de 1	1 a 4	5 a 9	10 a 14	15 a 19	20 a 24	25 a 29	30 a 34	35 a 39	40 a 44	45 a 49	50 a 54	55 a 59	60 a 64	65 a 69	70 a 74	75 a 79	80 e mais
RO	0,0263	0,0040	0,0024	0,0016	0,0038	0,0044	0,0048	0,0069	0,0086	0,0103	0,0176	0,0267	0,0346	0,0534	0,0897	0,1399	0,2150	1
AC	0,0377	0,0047	0,0031	0,0025	0,0040	0,0052	0,0060	0,0069	0,0087	0,0122	0,0170	0,0269	0,0460	0,0769	0,0770	0,1174	0,1832	1
AM	0,0206	0,0048	0,0019	0,0017	0,0035	0,0037	0,0046	0,0068	0,0075	0,0112	0,0173	0,0251	0,0343	0,0523	0,0744	0,1292	0,1786	1
RR	0,0485	0,0045	0,0033	0,0021	0,0039	0,0052	0,0083	0,0064	0,0075	0,0117	0,0174	0,0265	0,0449	0,0617	0,0956	0,1198	0,1931	1
PA	0,0263	0,0045	0,0024	0,0020	0,0043	0,0048	0,0054	0,0070	0,0093	0,0120	0,0183	0,0263	0,0356	0,0533	0,0753	0,1207	0,1762	1
AP	0,0441	0,0039	0,0032	0,0020	0,0031	0,0053	0,0038	0,0045	0,0058	0,0090	0,0118	0,0200	0,0254	0,0498	0,0706	0,1370	0,1447	1
TO	0,0310	0,0037	0,0022	0,0019	0,0050	0,0053	0,0068	0,0077	0,0117	0,0156	0,0196	0,0324	0,0415	0,0560	0,0865	0,1436	0,2107	1
MA	0,0291	0,0050	0,0023	0,0023	0,0047	0,0055	0,0080	0,0085	0,0103	0,0153	0,0215	0,0296	0,0404	0,0555	0,0773	0,1143	0,1651	1
PI	0,0366	0,0032	0,0018	0,0016	0,0039	0,0053	0,0048	0,0066	0,0091	0,0118	0,0189	0,0254	0,0364	0,0530	0,0746	0,1242	0,1856	1
CE	0,0233	0,0029	0,0017	0,0016	0,0031	0,0037	0,0045	0,0054	0,0073	0,0104	0,0172	0,0221	0,0320	0,0487	0,0688	0,1081	0,1660	1
RN	0,0212	0,0024	0,0015	0,0013	0,0024	0,0034	0,0046	0,0050	0,0077	0,0100	0,0173	0,0252	0,0344	0,0452	0,0691	0,1007	0,1718	1
PB	0,0222	0,0034	0,0017	0,0016	0,0038	0,0040	0,0057	0,0064	0,0084	0,0133	0,0202	0,0259	0,0381	0,0508	0,0777	0,1174	0,1843	1
PE	0,0241	0,0036	0,0018	0,0017	0,0031	0,0041	0,0048	0,0062	0,0084	0,0122	0,0179	0,0269	0,0382	0,0568	0,0866	0,1298	0,1953	1
AL	0,0258	0,0050	0,0022	0,0020	0,0041	0,0047	0,0058	0,0084	0,0095	0,0149	0,0209	0,0326	0,0480	0,0642	0,0969	0,1541	0,2087	1
SE	0,0267	0,0034	0,0019	0,0015	0,0026	0,0043	0,0050	0,0057	0,0085	0,0123	0,0192	0,0264	0,0345	0,0551	0,0812	0,1317	0,1933	1
BA	0,0253	0,0039	0,0019	0,0017	0,0037	0,0042	0,0054	0,0072	0,0094	0,0127	0,0186	0,0266	0,0370	0,0530	0,0759	0,1126	0,1695	1
MG	0,0140	0,0022	0,0013	0,0012	0,0029	0,0038	0,0044	0,0067	0,0091	0,0130	0,0189	0,0259	0,0367	0,0526	0,0794	0,1245	0,1911	1
ES	0,0126	0,0022	0,0014	0,0014	0,0033	0,0048	0,0044	0,0069	0,0093	0,0110	0,0171	0,0241	0,0325	0,0467	0,0756	0,1121	0,1678	1
RJ	0,0145	0,0025	0,0017	0,0016	0,0028	0,0035	0,0046	0,0059	0,0085	0,0127	0,0193	0,0290	0,0396	0,0572	0,0871	0,1327	0,1993	1

SP	0,0125	0,0026	0,0011	0,0012	0,0026	0,0029	0,0035	0,0047	0,0068	0,0102	0,0160	0,0227	0,0341	0,0514	0,0791	0,1216	0,1880	1
PR	0,0114	0,0023	0,0012	0,0014	0,0039	0,0039	0,0050	0,0058	0,0078	0,0108	0,0166	0,0252	0,0366	0,0561	0,0891	0,1338	0,2123	1
SC	0,0108	0,0032	0,0032	0,0016	0,0031	0,0039	0,0047	0,0062	0,0083	0,0110	0,0163	0,0239	0,0360	0,0525	0,0836	0,1304	0,1974	1
RS	0,0111	0,0020	0,0013	0,0013	0,0031	0,0037	0,0046	0,0066	0,0087	0,0122	0,0176	0,0246	0,0371	0,0531	0,0833	0,1267	0,1987	1
MS	0,0206	0,0034	0,0028	0,0019	0,0044	0,0036	0,0051	0,0072	0,0091	0,0126	0,0176	0,0282	0,0381	0,0616	0,0888	0,1300	0,1993	1
MT	0,0175	0,0038	0,0013	0,0018	0,0034	0,0044	0,0048	0,0074	0,0091	0,0134	0,0180	0,0257	0,0379	0,0576	0,0924	0,1443	0,2194	1
GO	0,0155	0,0023	0,0018	0,0017	0,0033	0,0048	0,0049	0,0071	0,0083	0,0126	0,0179	0,0268	0,0428	0,0580	0,0940	0,1487	0,2195	1
DF	0,0124	0,0017	0,0013	0,0014	0,0016	0,0023	0,0027	0,0038	0,0051	0,0086	0,0118	0,0189	0,0267	0,0374	0,0699	0,0978	0,1693	1
Norte	0,0274	0,0044	0,0024	0,0019	0,0040	0,0046	0,0053	0,0069	0,0088	0,0118	0,0178	0,0265	0,0361	0,0545	0,0781	0,1272	0,1839	1
Nordeste	0,0256	0,0037	0,0019	0,0017	0,0036	0,0043	0,0054	0,0067	0,0088	0,0124	0,0188	0,0264	0,0372	0,0533	0,0778	0,1182	0,1782	1
Sudeste	0,0132	0,0024	0,0013	0,0013	0,0027	0,0033	0,0040	0,0055	0,0078	0,0114	0,0174	0,0248	0,0358	0,0528	0,0808	0,1244	0,1906	1
Sul	0,0112	0,0024	0,0017	0,0014	0,0034	0,0038	0,0048	0,0062	0,0082	0,0114	0,0169	0,0247	0,0367	0,0541	0,0855	0,1299	0,2030	1
Centro-Oeste	0,0164	0,0027	0,0018	0,0017	0,0032	0,0041	0,0045	0,0065	0,0080	0,0120	0,0167	0,0254	0,0380	0,0549	0,0886	0,1359	0,2074	1
Brasil	0,0186	0,0031	0,0017	0,0015	0,0032	0,0038	0,0046	0,0061	0,0082	0,0117	0,0176	0,0253	0,0365	0,0533	0,0811	0,1244	0,1901	1